

Essays on the German Labor Market since Unification

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades
doctor rerum politicarum
(Doktor der Wirtschaftswissenschaft)

eingereicht an der
Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der Humboldt-Universität zu Berlin

von
Stefanie Seele, M.Sc.

Präsidentin der Humboldt-Universität zu Berlin:
Prof. Dr.-Ing. Dr. Sabine Kunst
Dekan der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät:
Prof. Dr. Daniel Klapper
Erstgutachter: **Prof. Dr. h.c. Michael Burda, Ph.D.**
Zweitgutachter: **Prof. Albrecht Glitz, Ph.D.**

Tag des Kolloquiums: 05. Dezember 2018

Für David

Für die Unterstützung danke ich meinen Eltern und meinem Bruder. Besonderer Dank gilt Michael C. Burda als Mentor und Co-Author. Für den wissenschaftlichen Austausch danke ich Maren Brede, Grzegorz Dlugoszek, Bernd Fitzenberger, Neil Ferguson, Albrecht Glitz, Tobias König, Jakob de Lazzer, Lukas Mergele, Jessica Oettel und dem Team der Industrial Relations Section in der Princeton University. Für wertvolle Forschungsassistenz danke ich Tobias Bergmann, Carl Meyer und Jacob Meyer.

Abstract

The goal of this thesis is to analyze labor demand and labor supply factors in Germany since reunification. It is based on three different labor market frameworks: a competitive labor market model (Marshall (1920)), a rigid labor market model (Pigou (1933)), and a search-and-matching model (Pissarides (2000)). Differing hypothesis about the co-variation of labor market indicators are derived theoretically, and are evaluated empirically.

Three research questions are addressed in this thesis: What is the nature of the large expansion of employment in Germany after 2005? Were supply or demand factors more important for the increase in employment and wage dispersion after 2003? Which of the two competing hypotheses is more plausible? a) A negative shock to wage rigidity due to declining union power and/or more employment-conscious wage bargaining, or b) a positive labor supply shock due to changes in labor market policies.

The main findings corresponding to the three stated research questions are: The expansion of employment in Germany since 2005 has primarily been at the extensive margin due to the increase of part-time employment. The Dispersion of hourly wages, which is expanded in a synthetic panel to include part-time employment, began in 2003 and ended in 2011. The labor market outcomes in Germany in this period, namely the negative correlation of wages with employment and participation, correspond most closely to the competitive labor market model with dominant supply shocks. These positive labor supply shocks are interpreted to be induced by major labor market reforms.

Chapter 2 describes the applied data sources, the grouping process, compares the two different wage measures, and combines grouped data about hours worked and a daily wage measure in a synthetic panel. The average hours worked from one representative micro data set is combined with the median daily wage from another representative micro data set to construct a synthetic hourly wage measure for groups.

Chapter 3 discusses the external validity of the synthetic hourly wage measure for full-time and part-time employees by comparing the synthetic wage measure with grouped information of the quarterly earnings survey. The number of working hours per week have a high precision in the synthetic panel. Since in the quarterly earnings survey, individuals working in small establishments are excluded, and wages are correlated with firm size, average hourly wages in the synthetic panel deviate on average by 4–5 percent than in the quarterly earnings survey.

Chapters 4 and 5 exploit the synthetic panel to detect which of the three models (Marshall, Pigou, or Pissarides) suits best the German labor market after the implementation of major labor market reforms.

Finally, Chapter 6 compares key labor market indicators of East and West Germany. The main finding is that a redistribution of hours worked, across greater labor market participation, was essential for the improved labor market conditions in East Germany.

Zusammenfassung

Das Ziel dieser Thesis ist es, Angebots- und Nachfragefaktoren in Deutschland seit der Wiedervereinigung zu analysieren. Drei verschiedene Arbeitsmarktmodelle dienen dazu: Ein Wettbewerbsmodell (Marshall (1920)), ein rigides Arbeitsmarktmodell (Pigou (1933)) und ein Matchingmodell (Pissarides (2000)). Unterschiedliche Hypothesen über den Zusammenhang von mehreren Arbeitsmarktindikatoren werden theoretisch hergeleitet und empirisch evaluiert.

Diese Arbeit adressiert drei Forschungsfragen: Welcher Art ist das große Beschäftigungswachstum in Deutschland nach 2005? Waren Angebots- oder Nachfragefaktoren wichtiger für die Lohnspreizung nach 2003? Welche der zwei Hypothesen ist plausibel? a) Ein negativer Schock auf die Lohnstarrheit wegen sinkender Gewerkschaftsmacht und/oder beschäftigungsbewussten Lohnabschlüssen oder b) ein positiver Arbeitsangebotsschock aufgrund von Arbeitsmarktreformen.

Die Antworten auf die drei Fragen sind: Das Beschäftigungswachstum seit 2005 vollzog sich primär über eine Ausweitung der Erwerbstätigen durch mehr Teilzeitarbeit. Die Lohnspreizung auch für Teilzeitbeschäftigte, welche mit einem eigens erstellten synthetischen Datensatz untersucht wird, begann 2003 und endete 2011. Die Kovariation des deutschen Arbeitsmarkts in dieser Zeit, also negative Korrelationen von Löhnen mit Beschäftigungs- bzw. Partizipationsmaßen, passen am besten zu einem Wettbewerbsmodell mit dominanten positiven Arbeitsangebotsschocks. Interpretation ist, dass diese positiven Angebotsschocks durch die Arbeitsmarktreformen induziert wurden.

Kapitel 2 beschreibt die genutzten Datensätze, den Gruppierungsprozess, vergleicht verschiedene Lohnmaße und kombiniert gruppierte Daten von Arbeitszeiten mit einer Messung von Tagesentgelten in einem synthetischen Datensatz. Die durchschnittliche Arbeitszeit eines repräsentativen Mikrodatsatzes wird kombiniert mit dem Median-Tagesentgelt eines anderen repräsentativen Mikrodatsatzes, um einen synthetischen Stundenlohn zu generieren.

Kapitel 3 diskutiert die externe Gültigkeit des synthetische Stundenlohns für Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigte, indem das synthetische Lohnmaß mit gruppierten Stundenlöhnen der vierteljährliche Verdiensterhebung verglichen wird. Die Anzahl der Wochenarbeitsstunden ist im synthetischen Datensatz relativ präzise. Weil in der vierteljährlichen Verdiensterhebung Beschäftigte in Kleinstunternehmen ausgenommen sind und Löhne mit der Firmengröße korrelieren, weichen die Stundenlöhne im synthetischen Datensatz um durchschnittlich 4-5 Prozent von der vierteljährlichen Verdiensterhebung ab.

Kapitel 4 und 5 nutzen den synthetischen Datensatz, um herauszufinden, welches der drei Modelle (Marshall, Pigou, Pissarides) den deutschen Arbeitsmarkt seit den Arbeitsmarktreformen am besten beschreibt.

Abschließend vergleicht Kapitel 6 Arbeitsmarktindikatoren in den neuen und alten Bundesländern Deutschlands. Erkenntnis ist, dass eine Umverteilung von Arbeitszeit auf mehr Beschäftigte essentiell in beiden Teilen Deutschlands für die Verbesserung der Arbeitsmarktsituation war.

Contents

1	Introduction and Summary	1
1.1	Institutional changes in the German labor market	2
1.2	Summary of major labor market reforms	5
1.3	Methodology of a synthetic panel	6
2	German Wage Information in the SOEP and the SIAB	9
2.1	German wages: Information by employers, employees and administration	10
2.2	Survey data: The German Socio-Economic Panel	11
2.3	Administrative data: The Sample of Integrated Labour Market Biographies . .	12
2.4	Representative aggregation of micro data	13
2.5	A good fit for groups? Wage levels and their growth rates	16
2.6	Construction of hourly wages in a synthetic panel	18
2.7	Findings	19
3	External Validity of Hourly Wages	21
3.1	Imputed, average wages from the synthetic GSOEP-SIAB panel	22
3.2	The quarterly earnings survey: Administrative information given by employers .	23
3.3	What's the differences in employee's average wage?	24
3.4	Potential drawbacks in this approach of measuring hourly wages	28
4	De-Mystifying the German Labor Market Miracle	30
4.1	Introduction	31
4.2	A labor market miracle? Employment in Germany	32
4.3	The miracle's price: Wage stagnation and increasing wage dispersion	38
4.4	The labor market through the lens of three models	42
4.4.1	Market clearing: Marshall	42
4.4.2	Non-clearing labor markets with rigid wages: Pigou	44
4.4.3	Search and matching with a participation margin	45
4.5	Comparing Models with German Data	48
4.5.1	Marshall v. Pigou: The role of wage rigidities	49
4.5.2	Marshall v. Pissarides: The role of labor market frictions	51
4.6	Conclusion	53
	Appendix 4.A Decomposition of total hours into full-time and part-time hours: A shift-share approach	55
	Appendix 4.B Pissarides (2000) with a participation margin	56

5	Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz	60
5.1	Arbeitsmarktwunder? Beschäftigung in Deutschland	61
5.1.1	Die Fakten: Mehr Beschäftigung trotz Wachstumsflaute	63
5.1.2	Entzauberung des Wunders: Umverteilung der Arbeitsstunden	64
5.1.3	Quellen der Erwerbstätigenerweiterung	69
5.2	Der Preis des Wunders: Die Entwicklung der mittleren Arbeitsentgelte und deren Streuung	71
5.2.1	Datenbasis: Stundenlöhne von Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten	71
5.2.2	Befund: Mittlerer Lohn und seine Verteilung	75
5.2.3	Folgen für die Einkommensungleichheit	77
5.3	Die Deutung des Wunders: Mögliche Ursachen	77
5.3.1	Weltwirtschaftliche Entwicklung und gesamtwirtschaftliche Nachfrage	78
5.3.2	Lohnflexibilisierung und Wettbewerbsfähigkeit	80
5.3.3	Angebotsaktivierende Arbeitsmarktreformen: Teilzeit und Hartz	83
5.4	Die Hauptrolle auf dem deutschen Arbeitsmarkt: Angebot, Nachfrage oder Flexibilisierung?	85
5.4.1	Arbeitsmarktmodell: Marshall vs. Pigou	86
5.4.2	Hypothesen: Zusammenhang zwischen Lohn- und Erwerbsindikatoren	90
5.4.3	Empirische Evidenz: Hauptrolle Aktivierung des Arbeitsangebots	91
5.5	Offene Fragen: Mindestlohn und Zeitarbeit	94
6	Ein Vergleich von Ost und West	96
6.1	Verschlechterte Arbeitsmarktlage	97
6.2	Verbesserte Arbeitsmarktlage trotz Wachstumsflaute	98
6.3	Erwerbstätige am Arbeits- und Wohnort	99
6.4	Umverteilung von Arbeitszeit	100
6.5	Mögliche Ursachen	102
	Bibliography	104
	Erklärung	111

List of Figures

1.1	The German Beveridge Curve, January 1991 – April 2018	3
2.1	Histogram of individual observations in cells for the years 1993–2014 and median wages for 2014	15
2.2	SIAB and GSOEP: Median gross daily wage and their indexed (log) growth rate, 1993–2014	16
2.3	Correlation of the SIAB wage with GSOEP wage measure	17
2.4	Time trend in GSOEP weekly working hours per socially insured employee . . .	19
4.1	Key labor and macro indicators, Germany 1970–2016	33
4.2	Employment trends in Germany since 1993	36
4.3	Indexed cumulative real wage growth, by employment status and region in Germany, 1993–2014	40
4.4	Search and matching indicators for Germany since 2004	53
5.1	Indikatoren des deutschen Arbeitsmarkts, 1970–2016.	64
5.2	Arbeitseinsatz und Produktivität, 1980–2015	65
5.3	Veränderung der abhängig Beschäftigten, in Tausend Personen, 1993–2016. . .	70
5.4	Entwicklung der Realstundenlöhne für sozialversicherungspflichtige Beschäftigte, 1993–2014.	76
5.5	Das Okunsche Gesetz, 10 Länder, 2007–2011	79
5.6	Aggregierte Arbeitskosten und Produktivität in Deutschland 1970–2016	81
5.7	Reale Lohnstückkosten der Industrie im Ländervergleich	82
5.8	Zwei Sichtweisen des Arbeitsmarkts: a) Marshall vs. b) Pigou.	88
5.9	Die Folge eines (a) Angebotsschocks vs. (b) Lohnzurückhaltung.	92
6.1	Vergleich des Arbeitsmarktes im früheren Bundesgebiet und in den neuen Bundesländern 1991 bis 2016	98
6.2	Arbeitsmarkt in Ost und West nach Wohn- und Arbeitsort	100
6.3	Schematische Darstellung der deutschen Bevölkerung	103

List of Tables

1.1	Micro data and grouped data estimates of a (log) wage regression	7
2.1	Specification of the variable ‘qualification’ in the SIAB and in the GSOEP . . .	14
2.2	SIAB median gross nominal daily wage in Euro, 1993–2014.	18
2.3	GSOEP-SIAB median nominal hourly wage in Euro, 1993–2014.	19
3.1	Comparison of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of full-time employees, 2007–2014	25
3.2	Comparison of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of part-time employees, 2007–2014	26
3.3	Percentage Difference of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of full-time employees, 2007–2014	27
3.4	Percentage Difference of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of part-time employees, 2007–2014	28
4.1	The German labor market miracle deconstructed, 1993–2016	34
4.2	Participation rates and employment rates by region, gender, and age, 1993–2016 (in percent)	35
4.3	Change in socially insured employment, 1993–2014 (in percent)	36
4.4	Shift-share decomposition of working hours in Germany, 1993–2016	37
4.5	Sample means of synthetic panel data	38
4.6	Change in real median hourly wages, 1993–2014	39
4.7	Employment growth at different segments of the hourly wage distribution, change in percentage points, 1993–2014	41
4.8	Comparative statics in the Pissarides model with a participation margin	47
4.9	Correlation of changes in relative wages with changes in relative employment (1993–2014)	50
4.10	Correlation of changes in relative hourly wages with changes in relative labor force in hours (1993–2014)	52
5.1	Das zerlegte deutsche Arbeitsmarktwunder (in log-Punkten), 1993–2016. . . .	67
5.2	Zerlegung der deutschen Erwerbslosenquote, 1993–2016.	69
5.3	Erwerbs-, Erwerbstätigen- und Erwerbslosenquoten, 1993–2016.	72
5.4	Übersicht zum synthetischen Datensatz	73
5.5	Veränderung der realen mittleren Stundenentgelte von sozialversicherungspflichti- gen Teil- und Vollzeitbeschäftigten, 1993–2014 (Prozent).	75
5.6	Gini-Koeffizient von Haushaltseinkommen im Ländervergleich, OECD, 1986–2014.	78

5.7	Arbeitsmarkthypothesen bezüglich der Korrelation (ρ) abgeleitet von Marshall und Pigou.	91
5.8	Korrelationen von Lohnveränderungen mit Veränderungen der Erwerbstätigen- und Erwerbsquoten	94
6.1	Das zerlegte Arbeitsmarktwunder der neuen Länder 1991 bis 2004 und 2005 bis 2016 (in log-Punkten)	101
6.2	Zerlegung der Erwerbslosenquote in den neuen Ländern 1991 bis 2004 und 2005 bis 2016	102

Chapter 1

Introduction and Summary

1.1 Institutional changes in the German labor market

The introductory chapter uses the empirical concept of the Beveridge curve to highlight institutional changes in the German labor market. These institutional changes were induced by major labor market reforms in Germany, which interact with the political and economic discussion in the background. To analyze demand and supply factors empirically since the unification of the German labor market, the methodology of a synthetic panel is introduced.

After German unification, the (ILO-)unemployment rate increased from 5 percent in 1990 to 10 percent in 2003. Shortly after his reelection, the German chancellor Gerhard Schröder (SPD) dedicated his government statement of 2003 exclusively to unemployment, and promoted a set of structural reforms. The so-called 'Agenda 2010' aimed to prepare Germany's economy and society for the challenges of globalization and demographic change. Major labor market reforms relating to deregulation and social security changes, as well as significant reductions in income- and business taxes were part of the reforms to foster demand and supply shifts in the German labor market and the overall economy. Structural change relating to major labor market reforms, in particular the Hartz reforms, were part of the 'Agenda 2010'. The stated goals of the Hartz reforms were: (a) to raise the efficiency of labor market services and modernization of active labor market policies; (b) to activate unemployed and non-participating individuals to supply labor; and (c) to increase labor demand by deregulating the labor market. Between 2003 and 2005 the German government introduced major structural reforms geared towards achieving these aims. Thereafter the German economy was characterized by rising employment rates, despite unspectacular economic growth comparable to France, UK, and the US.

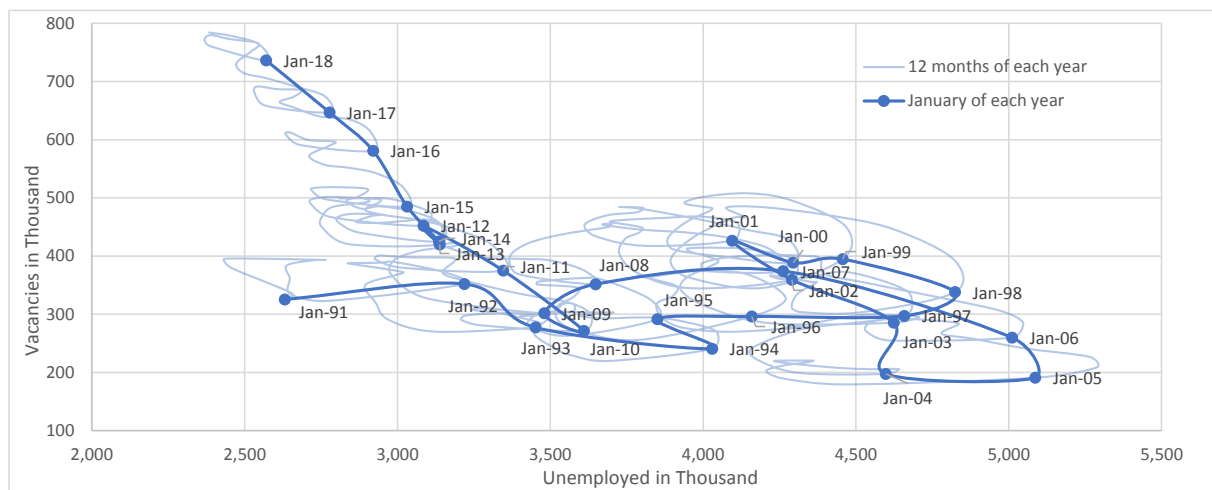
One way to look at changes in the labor market is the empirical relationship between vacancies and unemployment, known as the Beveridge curve. But what is the theoretical base of this empirical relationship? Early work by Holt/David (1966), Hansen (1970), and Pissarides (1985) formalized dynamic search and matching models for the empirical relationship between open vacancies, the level of unemployment, and implicit wages. Based on these works, Blanchard et al. (1989) analyzed the US Beveridge curve, using data from 1952 until 1988. They find this curve has two clear features. First, the number of vacancies co-varies with the level of unemployment, which is visible in monthly data due to thin loops around a generally downward sloping curve. Second, the shift in unemployment to the right during the postwar period has been substantially reversed from 1984 to 1988, while the number of vacancies remains relatively stable. Based on a reduced-form labor search and matching model, Blanchard et al. (1989) interpret movements along the downward sloping curve as fluctuations over the business cycle. In contrast, shifts of the curve indicate structural changes in the labor market.

Ljungqvist/Sargent (1998) contributed to the search and matching literature by using the effects of the welfare state on labor supply to explain differences in the level of unemployment

between Europe and the US. Layard et al. (2005) summarized that there is strong evidence that the unemployment benefit system (replacement rate, duration, and strictness of eligibility) influences the level of unemployment.

With the search and matching mechanism in mind, the three goals of the German Hartz reforms affect the Beveridge curve in different ways. An increase in search and matching efficiency (a) would translate into faster matches and could shift the Beveridge curve more towards the origin because demand and supply would match faster. Increased labor supply (b) could lead to a higher level of unemployment if demand remained, translating into a very flat Beveridge curve. Should labor demand increase and labor supply remain constant (c) the number of vacancies increases and is visible by a steep Beveridge curve.

Figure 1.1: The German Beveridge Curve, January 1991 – April 2018



Note: Number of vacancies and unemployed in thousands, monthly data and January of each year, January 1991 – April 2018. Here, unemployment is defined by the German social insurance law and has to be registered by the Federal Employment Agency.

Source: Federal Employment Agency, author's representation.

Figure 1.1 plots the German Beveridge curve since reunification and shows both features described by Blanchard et al. (1989). In light blue, it shows these thin loops (of monthly observations) around the downward sloping curve, particularly between 2012 and 2018. Between 1995 and 2000, the curve shifted right due to increased unemployment in parallel with a small number of vacancies. A large part of the rise in unemployment between 2004 and 2005 is attributable to the re-definition of registered unemployed by the Federal Employment Agency.¹ However, after 2005 (in the aftermath of major labor market reforms) the curve shifted back to the left. Weber (2015) underlines that the German Beveridge curve shows the structural

¹Changes of the German social insurance law influence the number of registered unemployed by the Federal Employment Agency.

character of a labor market upswing after 2005. Between 2012 and 2018 the Beveridge curve evolved persistently to the upper left corner indicating a tight labor market from the employer's perspective.

There is evidence based on search and matching models that the Hartz reforms reduced unemployment. For example, Fahr/Sunde (2009), Krause/Uhlig (2012), Launov/Wälde (2013), and Price (2016) find positive effects of the reform on unemployment, although the size of the effect varies. Hochmuth et al. (2018) find that reduced long-term unemployment benefits, the so-called Hartz IV, were a major driver of the decline in German unemployment. With a flow-analysis, Carrillo-Tudela et al. (2018) find that labor force participation increased after the Hartz reforms because many unregistered-unemployed workers ended up accepting low-paid, part-time work. They attribute a large part of the rise in part-time work to the tax benefits Hartz II, which increased the incentives to take up marginal employment as a secondary job.

The goal of this thesis is to analyze labor demand and labor supply factors in Germany since reunification. It is based on three different labor market frameworks: a competitive labor market model (Marshall (1920)), a rigid labor market model (Pigou (1933)), and a search-and-matching model (Pissarides (2000)). Differing hypothesis about the co-variation of labor market indicators are derived theoretically, and are evaluated empirically. How does the approach of the Beveridge curve, where there is obviously unemployment, fit to a static market-clearing framework? First, the Beveridge curve is an empirical concept with a short-run perspective on vacancies and unemployment. Here, it motivates that institutional changes occurred in the German labor market, especially in the aftermath of major labor market reforms. In contrast to this short-run perspective, the statistic demand and supply models, which are considered in Chapters 4 and 5, have a long-term perspective on the labor market. Also Diamond (2011) summarized that the difference between standard demand supply frameworks and search and matching theory is the consideration of time. Secondly, according to one of Lucas' critiques (1978), a distinction between voluntary or involuntary unemployment is not comprehensive when analyzing the sources of unemployment.

Three research questions are addressed in this thesis: What is the nature of the large expansion of employment in Germany after 2005? Were supply or demand factors more important for the increase in employment and wage dispersion after 2003? Which of the two competing hypotheses is more plausible? a) A negative shock to wage rigidity due to declining union power and/or more employment-conscious wage bargaining, or b) a positive labor supply shock due to changes in labor market policies.

The main findings corresponding to the three stated research questions are: The expansion of employment in Germany since 2005 has primarily been at the extensive margin due to the increase of part-time employment. The Dispersion of hourly wages, which is expanded in a synthetic panel to include part-time employment, began in 2003 and ended in 2011. The labor

market outcomes in Germany in this period, namely the negative correlation of wages with employment and participation, correspond most closely to the competitive labor market model with dominant supply shocks. These positive labor supply shocks are interpreted to be induced by major labor market reforms.

1.2 Summary of major labor market reforms

The Germany Council of Economic Experts (*Sachverständigenrat* 1999) had already recommended major institutional changes to stimulate the supply of labor in Germany in their annual report of the year 1999. They suggested to open the lower end of the wage distribution, to reduce financial support for unemployed individuals, and to reduce social security contributions in order to encourage people to work. In a first step on 2001/12/20, Gerhard Schröder's government restructured the German retirement system by reducing the level of retirement benefits. The aim of the reform was to account for demographic change and to stabilize the social security contribution to the retirement system. In a second step, shortly before the beginning of the election battle, the right to work part-time was implemented for individuals working in firms with more than 15 employees in order to increase labor supply, especially of women. In a third step, after the reelection of the Schröder Government, a commission headed by the former Volkswagen manager Peter Hartz suggested additional labor market reforms. These were in line with the recommendations initially raised by the German Council of Economic Experts. In the years thereafter, most of the commission's labor market reforms were implemented. The reform of the retirement system in 2001, the right to work part-time since 2002, and the so-called Hartz reforms between 2003 and 2005 did what they intended to do: They encouraged people to work because the supply price of labor was reduced.

Understanding the details of the Hartz reforms is crucial for further analyzing their effects. The Hartz reforms were enacted on 23/24 of December 2002. *Hartz I* became effective on 2003/01/01 and deregulated temporary agency work by abolishing the synchronization ban, relaxing the ban for main construction trade and by allowing deviations to the equal pay and treatment principle if there would be a collective agreement. *Hartz II* was implemented on 2003/01/01 and on 2004/01/01, and relaxed marginal employment up to a threshold of 450 Euro per month. *Hartz III* was effective on 2004/01/01, and modernized the Federal Employment Agency. *Hartz IV* was introduced on 2005/01/01, and changed the unemployment benefit system substantially, including reduced duration of eligibility, stricter penalties for rejected employment, and the possibility for unemployed to earn a small amount on top of unemployment benefits (*Aufstocken*). Meanwhile, several elements of the reform set were adapted.

15 years after the implementation of these reforms, the German public and academics still

controversially discuss the effects of the reforms on wages and employment. Fuchs-Schündeln et al. (2010), Dustmann et al. (2014), Kügler et al. (2018) find an increase in wage dispersion in the period before the reforms. The latter two argue that the German resurgence was not attributable to the Hartz reforms. Instead they state that wage moderation starting in 1995 was an important driver for increased competitiveness and employment via more exports. Jung/Kuhn (2014) argue that the Hartz reforms were a major driver in improving matching efficiency between unemployed workers and vacancies. Bauer/King (2018) show that a reallocation model predicts that reduced unemployment benefits and decreased reallocation costs (both aimed by the Hartz reforms) should significantly reduce unemployment in the long-run. This has been observed in Germany after 2005. Wage flexibility, by more employment-cautious wage bargaining, was a necessary but not sufficient condition for the achievements of major labor market reforms. First, trade unions and employer associations had to agree upon more flexible wages, especially at the lower end of the wage distribution. Second, individuals were encouraged to supply more labor. Without reduced reservation wages, individuals would not have accepted lower wages. The discussion is picked up in Chapter 4 and 5 again.

1.3 Methodology of a synthetic panel

Typically, empirical labor economists analyze individual economic circumstances based on micro panel data. Nevertheless, for some countries micro panel data simply might not exist. For example hourly wage information on a micro level is rather limited in Germany, but is relevant for several labor market related analyses. A substantial contribution of the thesis is to provide hourly wage information by constructing a synthetic panel for groups sorted by socio-demographic characteristics.

The idea of a synthetic panel to overcome data limitations is based upon work on repeated cross-sections of cohorts by Browning et al. (1985), and Deaton (1985).² If little or no panel data exists, but a series of independent cross-sections are available, the data can be grouped with fixed membership in a cohort. Cohort averages replace individual observations, and linear models with fixed effects can be estimated consistently with such grouped repeated cross-sections.³

Angrist/Krueger (1999) comment that sometimes it is sufficient to obtain the moments required to carry out a multivariate analysis, even though these moments may be drawn from more than one sample. The advantage of this procedure is that empirical projects become

²In some econometrics textbooks, the term ‘pseudo panel data’ is used to refer to synthetic panel. See e.g. Verbeek (1992), and Baltagi (2008).

³Heckman/Robb (1985) consistently estimated the relationship of training on earnings with repeated cross-section data. Moffitt (1993) proves that consistent estimation of dynamic models is possible when the fixed effect is orthogonal to the lagged endogenous variable as well as to the exogenous variables.

feasible even if the required information is not available from any single source. By applying data from the Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB), Table 1.1 illustrates the concept of grouped data. Column A presents an individual-level OLS regression with robust standard errors: the logarithm of imputed daily wages⁴ depending on age groups in five year intervals from 25 to 65, gender, place of residence in East or West Germany, four qualification levels, and time is estimated for socially insured part-time and full-time employees. As the Stata output in Table 1.1 shows, the grouped data regression (column B), weighted by the number of individuals in each group, produces coefficients identical to those from the micro data regression (column A).

Table 1.1: Micro data and grouped data estimates of a (log) wage regression

	A	B
	Individual-level data	Means by groups
Age group	0.04 (.0001)	0.04 (.0013)
Gender	-0.43 (.0003)	-0.43 (.0054)
Region	-0.28 (.0004)	-0.28 (.0064)
Qualification	0.24 (.0002)	0.24 (.0025)
Constant	3.44 (.0014)	3.44 (.0267)
Year Dummies	Yes	Yes
Number of obs.	10,119,551	3,846
Prob > F	0.0000	0.0000
R-squared	0.28	0.88

Note: Dependent variable is the logarithm of imputed gross daily wages. Baseline of the wage regression is a 15–20 year old male with residence in West Germany, and lower qualification in 1993. Robust standard errors in parenthesis are heteroskedasticity consistent. Column A uses individual-level micro data of socially insured part-time and full-time employees from the Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB), 1993–2014. Column B shows a grouped data regression which uses average wages of the identical sample in groups weighted by the number of individuals of each group.

Source: SIAB, author's calculations.

In the first place, grouped data analysis is based on the conditional expectation function which leads to the conditional mean such as in the example given in Table 1.1. The conditional expectation function is of practical use if data limitations preclude the analysis of micro data. For example in this thesis, instead of individual hours worked, I analyze average hours conditional on age, gender, region, and qualification. If additionally, the wage structure on the individual level is censored by top coding it is very useful to apply the conditional median function from quantile regression to get the median wage. Unfortunately, there is no equivalent table to Table 1.1 for median regressions. In contrast to an ordinary least squares regression, median

⁴The SIAB wage is right-censored. I imputed wages above the ceiling by the methodology Gartner et al. (2005) suggested. For details, see Chapter 3.

regressions are, by definition, not additive because they minimize the absolute distance. Thus, the micro level median regression is not replicable with grouped conditional medians. But grouped medians can be used for correlations.

Hourly wage information is highly relevant for empirical labor market research and policy evaluation, but valid information for hourly wages in Germany is rather limited. An important contribution of this thesis is the derivation of imputed hourly wages for part-time and full-time employees in East and West Germany in a new synthetic panel, based on two micro data sets. With the introduction of a statutory hourly minimum wage in Germany, the synthetic hourly wage measure gives further opportunities for research and policy evaluation.

Chapter 2 describes the applied data sources, the grouping process, compares the two different wage measures, and combines grouped data about hours worked and a daily wage measure in a synthetic panel. The average hours worked from one representative micro data set is combined with the median daily wage from another representative micro data set to construct a synthetic hourly wage measure for groups.

Chapter 3 discusses the external validity of the synthetic hourly wage measure for full-time and part-time employees by comparing the synthetic wage measure with grouped information of the quarterly earnings survey. The number of working hours per week have a high precision in the synthetic panel. Since in the quarterly earnings survey, individuals working in small establishments are excluded, and wages are correlated with firm size, average hourly wages in the synthetic panel deviate on average by 4–5 percent than in the quarterly earnings survey.

Chapters 4 and 5 exploit the synthetic panel to detect which of the three models (Marshall, Pigou, or Pissarides) suits best the German labor market after the implementation of major labor market reforms. A positive labor supply shock in the German labor market between 2003 and 2011 is identified. It is interpreted to be induced by major labor market reforms.

Finally, Chapter 6 compares key labor market indicators of East and West Germany. The main finding is that a redistribution of hours worked, across greater labor market participation, was essential for the improved labor market conditions in East Germany.

Chapter 2

German Wage Information in the GSOEP and the SIAB: Comparison, Aggregation, and Imputation

Abstract: In German micro data, such as the micro census, the earnings survey, the Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB), and the German Socio-Economic Panel (GSOEP), there is no direct measure of gross hourly wages. Therefore, the gross hourly wage has to be estimated from monthly or daily wages, and hours worked. This chapter compares wage information in survey data, namely the GSOEP, and in administrative data from the SIAB. The conceptual discrepancy, i.e. definitions of variables and respondents of the two data sources, lead to differences in the wage measures in levels and its growth rates. However the two wage measures are highly correlated in levels as well as in its growth rates. Finally, an hourly wage measure is imputed in a synthetic panel.

2.1 German wages: Information by employers, employees and administration

Fitzenberger (2012) states that the methodology of data collection and data sources constrain the empirical analysis and may influence results.¹ Previous studies analyzed hourly wages for Germany by using the earnings surveys, the micro census (both provided by the Federal Statistical Office), or, more commonly, the German Socio-Economic Panel (GSOEP).

Administrative data such as the quarterly earnings survey collects employers' statements about hourly wages in Germany and provides average hourly wages for full-time employees (and on demand for part-time employees) by gender and place of work. The micro census is a population survey that also contains the socio-demographic characteristics and labor market indicators of the respondents. Unfortunately, at the individual-level, neither the quarterly earnings survey, nor the micro census are freely available for research. Social security records, namely the Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB), contains an imputed daily wage at the individual level, but lacks information about working hours. The GSOEP is used frequently because it is freely accessible for research and it contains information about monthly wages and hours worked per week.

The goal of this chapter is to present a synthetic hourly wage measure and the level of employment for multiple groups in the German labor market. The synthetic GSOEP-SIAB hourly wage combines highly reliable gross wages given by the employers with reasonable hours information given by the employees and is therefore a comprehensive source for inferring demand and supply factors. This chapter reviews and discusses conceptual discrepancies in variable definitions and between the respondents of the GSOEP and the SIAB. Although the gross wage measures and the definitions in these data sources are significantly different, they are highly correlated in levels and growth rates. Finally, the construction of a synthetic panel with an hourly wage measure for groups is described.

¹Dütsch et al. (2017) underlines this by comparing hourly wage measures in the GSOEP and in the earnings survey by the Federal Statistical Office.

2.2 Survey data: The German Socio-Economic Panel

The German Socio-Economic Panel (GSOEP) is a longitudinal representative study of private households provided by the German Institute for Economic Research (DIW Berlin) since 1984. Every year, the Kantar Public (previously TNS Infratest Sozialforschung) samples more than 15.000 households, and more than 30.000 individuals. Interesting for the following analysis is that employees give information from best knowledge on a yearly basis about their gross monthly wage as well as weekly working hours and other socio-economic characteristics like age, gender, place of residence in East or West Germany, and qualification.

The GSOEP is a rich micro data set that oversamples certain minorities to allow the analysis of these groups. I consider the years 1993–2014 of the GSOEP-core wave 31. Out of more than 300 different files, the variables monthly gross wage, actual hours worked, age, qualification, gender, region by place of residence, and employment status are used to group the individual data into cells, which are weighted using the approach provided by DIW Berlin. I keep all individuals in socially insured part-time and full-time employment with positive gross monthly wages. Marginal employment, apprentices, and interns are excluded.² Marginal employment is excluded because there is a small sample size, leading to a large variation in the hours of work reported, and it is reported to the Federal Employment Agency only after 1999. Apprentices and interns are excluded from the sample because they still qualify as students and are not directly comparable to regularly employed full-time and part-time workers.³

There are three challenges discussed in measuring working hours in Germany: Anger (2003) underlines with a GSOEP data analysis that employees differentiated by gender, and residence supply working hours heterogeneously. She finds that the supply of overtime is used as an investment to signal productivity to the employer. To address potential measurement error in household survey data, Otterbach/Sousa-Poza (2010) compare work-time data from the German Time Use Survey with GSOEP data. Individual diaries are expected to be more accurate than survey data. They find large similarities between the two measures when the working time lies between 26 and 40 hours but large differences if working time is below 26 hours per week. This provides an additional argument for the exclusion of marginal employment. Burauel et al. (2017) indicate that the GSOEP hours information seems to be more reliable for analyzing the effects of the German minimum wage than working hours information reported by the employer, due to potential non-compliance that could lead to employers understating working hours.

²An employment with income below 450 Euro is called marginal employment because it is exempted from most of the social security contributions. Apprentices usually take part of the dual apprenticeship system in Germany for 2 to 3.5 years and are educated in vocational school and in establishments. Interns are also still in education.

³For a description of the GSOEP-core data see <https://paneldata.org/soep-core>. For more details, see Schupp (2009), Wagner et al. (2008), and Wagner et al. (2007).

2.3 Administrative data: The Sample of Integrated Labour Market Biographies

The Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB) is a two-percent sample from the social security records of the Federal Employment Agency. The data is made available by the Institute for Employment Research (IAB in Nuremberg) from 1974 onwards. Here as well, the years 1993–2014 are analyzed. In contrast to the GSOEP, in the SIAB employers have to state gross monthly wages of their socially insured employees. Since the employer is sanctioned for misreporting the gross wage, the social security records seem to be more reliable than the GSOEP for wages. Additionally, the SIAB contains few implausible zero wage observations. The IAB provides an imputed gross daily wage which is equal to the gross monthly wage divided by the number of calendar days registered as socially insured employee.⁴

Originally the SIAB is organized in spells. To construct a panel data structure with annual individual observations, December 31 of each year is chosen as the cut-off date. As with the GSOEP data, all SIAB observations of individuals in socially insured part-time and full-time single-employment with positive gross daily wages are kept; excluding marginal employment, apprentices, and interns.

The following variables are analyzed: imputed gross daily wage, age, imputed qualification, gender, region, and employment status. The qualification variable combines the imputed individual information about education and training as it is presented in Table 2.1. The variables ‘education’ and ‘training’ are byproducts of the reported employment spells. There is no consequence of misreporting education or training for the social security system or for the employer. That is why missing values account for 14% of observations for these variables. Nevertheless, the majority of individual sequences of education and training is consistent. For the inconsistent sequences, the information is extrapolated. For details, see Fitzenberger et al. (2005). As the SIAB is a random sample, the unweighted data can be grouped into cells directly.

⁴See for details Antoni et al. (2016).

2.4 Representative aggregation of micro data

In both micro data sets, all socially insured employees in full-time or part-time work are grouped by the following categories: age groups, gender, place of residence, and qualification. In addition to the previously described differences in the two surveys, variables such as employment status, qualification or wage have different definitions. To aggregate both micro data sets in groups is meaningful only, if these aggregates are conditional on corresponding characteristics in both data sources.

The distinction between socially insured part-time and full-time employment is not identical in the two data sources. In the GSOEP, socially insured employment with a weekly working time below 30 hours is declared as part-time. In the SIAB, every employee that has significantly fewer weekly working hours than a regular full-time employee is defined as part-time employee. This probably explains the lower share of socially insured part-time employment in the GSOEP (25 percent in 2014) compared to the SIAB (26 percent in 2014). Since the level of full-time and part-time employment is sensitive to its definition and exhibits a structural break in 2011 due to the revision of the occupations classification, full-time and part-time employment all together are combined into groups in the synthetic panel.

Education/qualification is also not directly comparable in the two data sets. The final levels of 'qualification' are attributable to the CASMIN-classification, the Comparative Analysis of Social Mobility in Industrial Nations. Table 2.1 shows how the variable 'qualification' is categorized in four different levels in the final synthetic panel and how these levels are attributable to single variables in the two micro data sets. In the GSOEP, there exists a generated variable with a one-to-one mapping which is applied. In the SIAB, first the variables 'education' and 'training' were imputed. Thereafter, the information of these is combined in one variable 'qualification' that is attributable to the CASMIN-qualification levels.

In the following, I describe how to construct a synthetic panel out of grouped SIAB and GSOEP data. First, in both micro data sets group means, medians, and sums are computed. For that purpose, the cell categories as group identifiers in the SIAB and in the GSOEP are defined with the following Stata command:

```
gen cell = qualification*10000 + agegroup*100 ///
          + gender*10 + region
```

which gives 112 theoretical categories: 7 (age groups in five-year intervals of 25-60 year olds) \times 2 (gender) \times 2 (region) \times 4 (qualification). Alternatively, 40 theoretical cell categories are constructed by age groups of 15-65 year old employees (10x), gender (2x) and region (2x) only. In the following, I refer to these differing cell categories as age-gender-region-qualification cells or alternatively age-gender-region cells only.

Table 2.1: Specification of the variable ‘qualification’ in the SIAB and in the GSOEP

Quali- fication	CASMIN- classification	imputed SIAB-variables		GSOEP CASMIN
		education ("Schule")	training ("Ausbildung")	
Tertiary	lower tertiary (3a) or higher tertiary education (4a)		Degree from a university of applied sciences (FH, 11) or University degree (Uni, 12)	FH (8) or Univer- sity (9)
Secondary	Full maturity certificates general (2c-gen) or full maturity certificates vo- cational (2c-voc)	General upper secondary school leaving certifi- cate, A-level equivalent, qualification for univer- sity (Fachhochschulreife 8, Abitur 9)		General maturity certificate (6) or vocational matu- rity certificat (7)
Primary	Basic vocational qualifi- cation with vocational training or intermediate vocational qualification with vocational training (1c, 2a)	Intermediate school leav- ing certificate	Vocational training (2)	Basic vocational qualification (3) or intermediate vocational (5)
Lower	Inadequately completed general education, Gen- eral elementary educa- tion, Intermediate gen- eral qualification w/o vo- cational training (0, 1a, 1b, 2b)	No school leaving certifi- cate (1), lower secondary school certificate/ grade school certificate (4) or intermediate school leav- ing certificate (6)	No vocational training (1)	Inadequately completed, gen- eral elementary school, interme- diate general qualification (0,1,2,4)

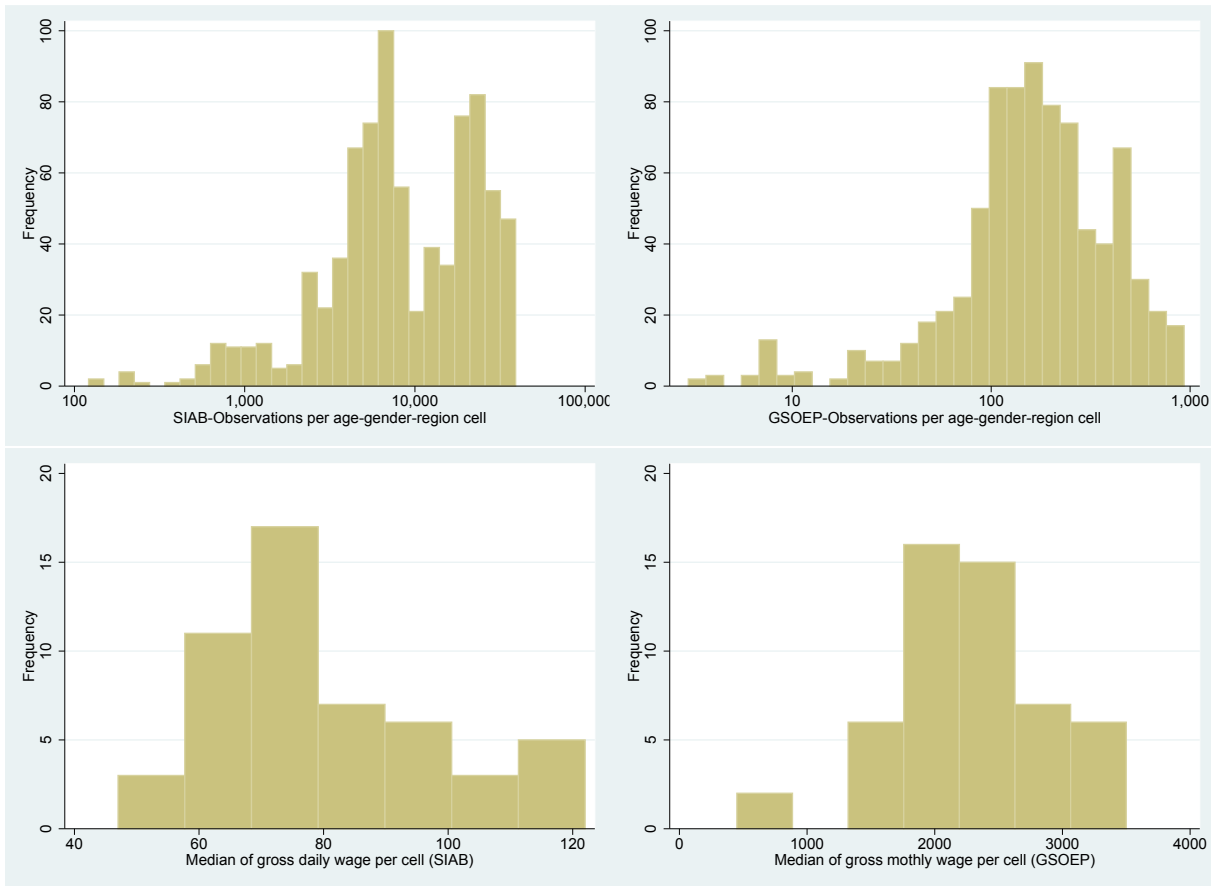
Figure 2.1 shows in the upper histograms the number of the individual observations for the age-gender-region cells as well as in the lower histograms the median wages of the cells in the SIAB (left) and in the GSOEP (right). 75 percent of the SIAB-age-gender-region cells contain more than 1,000 individual observations, all SIAB cells contain more than 100 observations. The GSOEP-age-gender-region cells contain fewer observations due to smaller sample size but still 90 percent have more than 10 observations and the vast majority of GSOEP-cells contains more than 100 individual observations. To interpret Figure 2.1 correctly it is important to consider that the lower histograms present the frequencies for median wage observations of the age-gender-region cells instead of a simple wage distribution on a micro level. For the following analysis, GSOEP-age-gender-region-qualification cells with less than 6 individual observations per year are excluded from the synthetic panel.

In a second step, the Stata command ‘collapse’ converts the data set in memory into a data set of means, medians, and sums per year for each group (cell). So a panel data set is created that contains the mean actual weekly working hours, and the median of gross monthly pay by cell and year out of the GSOEP micro data set by the following Stata command:⁵

```
collapse (p50) wage_median = wage ///
```

⁵The DIW provides a weighting variable ‘phrf’ for the GSOEP micro data that is applied to get representative aggregates for groups.

Figure 2.1: Histogram of individual observations in cells for the years 1993–2014 and median wages for 2014



Note: Observations in the SIAB and in the GSOEP contain socially insured part-time and full-time employees in main occupations only.

Source: SIAB, and GSOEP, author's calculations.

```
(mean)CAH_mean = CAH ///
[pweight=phrf], by(year cell)
```

```
save SOEP-cells
```

Thereafter, an aggregate SIAB panel data set is created that contains the median of gross daily wage and the sum of observations by cell and year from SIAB micro data:

```
collapse (p50)nom_daily_wage_median = tentgelt_gr ///
(count)count = tentgelt_gr, by(year cell)
```

Finally, the aggregate SIAB panel data in Stata memory and the aggregate GSOEP panel data are merged by the unique identifiers 'cell' and 'year':

```
merge 1:1 year cell using SOEP-cells
```

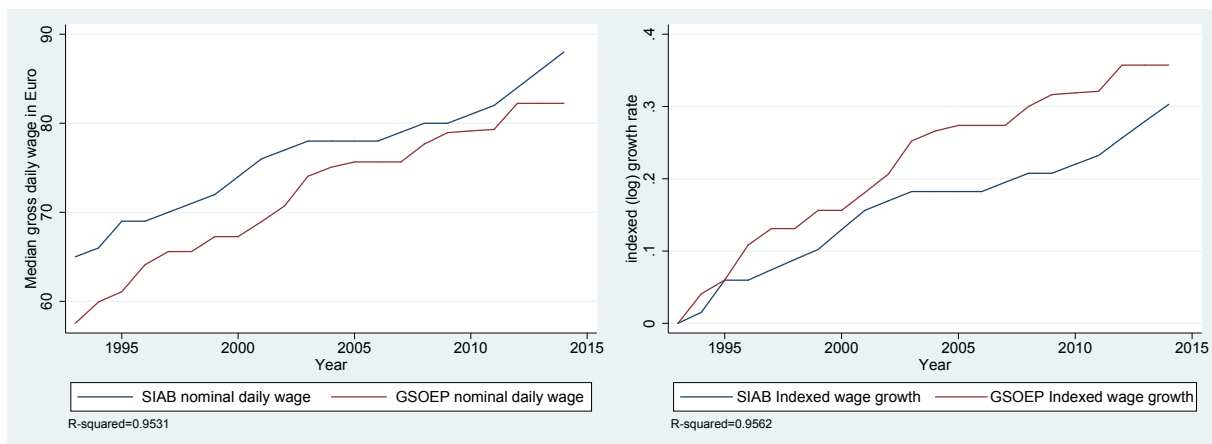
which produces the synthetic aggregate panel data that is analyzed in the following.

2.5 A good fit for groups? Wage levels and their growth rates

The wage measures in the synthetic panel originated from the two inquiries GSOEP and SIAB differ significantly by construction. As mentioned before, the SIAB contains an imputed gross daily wage, including special payments. To directly compare the wage levels over time, the GSOEP gross monthly wage, exclusive special payments, is imputed on a daily basis: It is then divided by the average number of calendar days per month. Figure 2.2 shows both imputed daily wage measures in levels and their growth rate over time. As can be seen from inspection of Figure 2.2, the median daily wage measure in the GSOEP understates the median daily wage measure in the SIAB. The higher SIAB wage might be explained by special payments that are excluded in the GSOEP gross payment.⁶ For the analyses in Chapter 3 to 5, the overall gross wage including special payments will be relevant for measuring realized wage changes.

Although there are conceptual discrepancies in the two wage measures, the nominal daily wages and the indexed wage growth rates of the SIAB and the GSOEP follow the same time trend. For example, Figure 2.2 reveals low nominal wage growth between 2004 and 2011 where nominal daily wages and indexed wage growth right-shifted in the SIAB and in the GSOEP.

Figure 2.2: SIAB and GSOEP: Median gross daily wage and their indexed (log) growth rate, 1993–2014



Note: Imputed nominal daily wage (in Euro) = monthly wage divided by calendar days.

Indexed wage growth = $\log(\text{nominal daily wage in } t) - \log(\text{nominal daily wage in } t-1)$

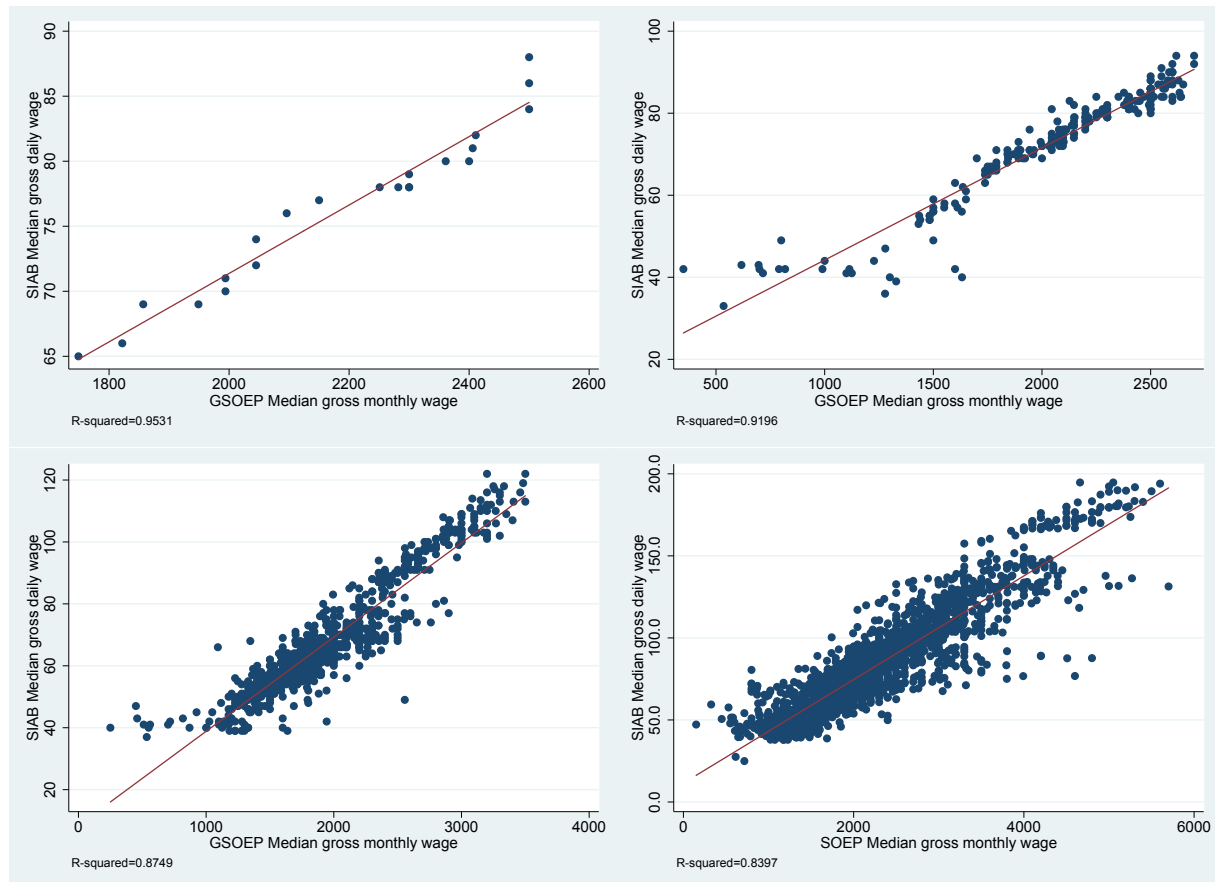
Source: SIAB, and GSOEP, author's calculations.

When groups are considered, the gross daily SIAB-wage in levels is highly correlated with the gross monthly GSOEP-wage in levels. More than 80 percent of the variation is explained. Figure 2.3 plots the correlation and the linear fit for the two wage measures on differing aggregation levels. The upper left panel shows the correlation for the aggregate German labor market over

⁶A GSOEP annual gross wage imputed to a daily basis could lead an alternative GSOEP daily wage measure. Caveat here is to impute for the calendar days in employment.

the time period 1993–2014. For the same time span, the upper right panel plots the correlation for 10 age groups in five-year intervals (for 220 observations). The lower left panel shows the correlation for 37 age-gender-region cells (814 observations). The lower right panel plots the correlation for 112 age-gender-region-qualification cells (2,447 observations).

Figure 2.3: Correlation of the SIAB wage with GSOEP wage measure



Note: North-west plots the correlation for all socially insured part-time and full-time employees in one year. North-east plots the correlation for 10 age groups. South-west shows the correlation for age-gender-region cells. South-east presents the correlation for age-gender-region-qualification cells. Source: SIAB, and GSOEP, author's calculations.

The growth rates of the two wage measures co-vary significantly. The logarithm of the growth rates is characterized by a high correlation coefficient between 0.97 for the aggregate German labor market (22 observations), 0.65 for the 10 age groups (220 observations), 0.48 for the 37 age-gender-region cells (811 observations), and 0.63 for the 112 age-gender-region-qualification cells (2,083 observations).

In summary, although the SIAB and the GSOEP have differing methodologies, median wage measures of the two inquiries are highly correlated if full-time and part-time employment are considered in combined groups conditional on age, gender, region, and qualification. In conclusion, it is reasonable to combine the administrative SIAB-gross daily wage reported by

the employer with the average GSOEP-hours worked per week reported by the employee in a synthetic panel to get a new hourly wage measure for socially insured employees in Germany in groups.

2.6 Construction of hourly wages in a synthetic panel

The synthetic wage measure is informative because it combines working hours from the GSOEP with gross daily wages from the SIAB. The synthetic hourly wage measure is computed by dividing the SIAB daily wage by reported weekly working hours (including overtime) in GSOEP. Originally, the imputed SIAB daily wage is the fixed-period wage divided by the duration of the original notification period in calendar days, including weekend days. To get a more precise hourly wage measure, one should construct a SIAB effective daily wage based on working days and then divide by one fifth of GSOEP weekly working hours. The simplified approach used here should differ only in a level effect. Since I am most interested in changes, this level-effect is negligible for the analyses in Chapter 4 and 5.

Table 2.2 presents the SIAB median daily wage for all socially insured full-time and part-time employees, as well as by qualification level. Overall median nominal wages grew for all groups over the whole period and daily wages increased in level of qualification.

Table 2.2: SIAB median gross nominal daily wage in Euro, 1993–2014.

	1993–1998	1999–2002	2003–2008	2009–2014	1993–2014
Overall median wage	68.3	74.7	78.5	83.5	76.4
Tertiary qualification	85.0	93.3	100.1	109.8	97.4
Secondary qualification	68.3	72.7	76.7	77.5	73.9
Primary qualification	55.6	59.1	61.3	64.9	60.3
Lower qualification	47.4	50.0	50.6	52.5	50.2

Note: Socially insured part-time and full-time employees only.

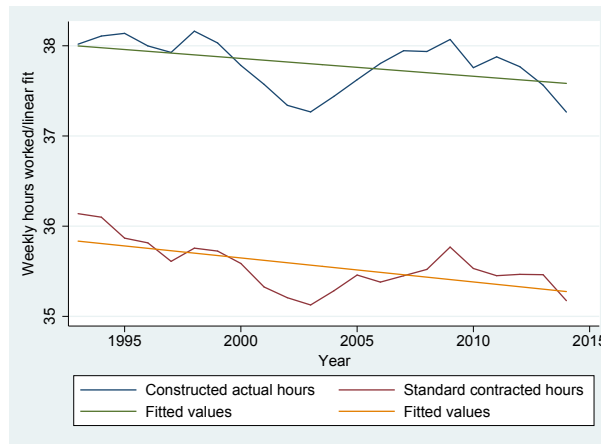
Source: SIAB, author's calculations.

The GSOEP working hours show a negative trend in weekly hours worked which is in line with the negative hours trend in the aggregate hours account by the IAB, for example.⁷ Figure 2.4 plots the time trend of working hours per week of all socially insured part-time and full-time employees. The actual number of time spent working is two hours more than the contracted working hours. Both measures follow a similar negative time trend.

Table 2.3 presents the median nominal hourly wages from the synthetic GSOEP-SIAB panel. Overall, median nominal hourly wage rose over time. Interestingly, individuals with lower levels of qualification earn less than individuals with primary qualification, on a daily basis, but both

⁷Nevertheless, the IAB aggregate hours account includes the average working hours of full-time employees and separately of part-time employees including marginal employment which is not perfectly comparable to the measure here.

Figure 2.4: Time trend in GSOEP weekly working hours per socially insured employee



Note: Average weekly working hours for socially insured part-time and full-time employees altogether. Source: GSOEP, authors representation.

groups end up with almost the same median hourly wage. On average, individuals with lower qualifications appear to work fewer hours per week than those with only primary. For the higher qualified individuals, hourly wages increased in level of qualification as expected. Nevertheless, inflation explains most of the wage rise between the years 2003 and 2011 as is shown in Chapter 4 and 5.

Table 2.3: GSOEP-SIAB median nominal hourly wage in Euro, 1993–2014.

	1993–1998	1999–2002	2003–2008	2009–2014	1993–2014
Overall hourly wage	8.9	9.9	10.4	11.0	10.1
Tertiary qualification	12.3	13.8	14.7	15.8	14.3
Secondary qualification	10.1	10.8	11.2	11.3	11.0
Primary qualification	7.8	8.5	8.7	9.1	8.5
Lower qualification	7.9	8.4	8.9	8.9	8.5

Note: Imputed hourly wages from a synthetic GSOEP-SIAB panel data. Socially insured part-time and full-time employees only.

Source: SIAB, and GSOEP, author's calculations.

2.7 Findings

The SIAB contains a daily wage information but no information about hours worked. The GSOEP contains reasonable working hours and monthly wages. Both wage measures are highly correlated, although vary in their definitions. In a synthetic panel, the SIAB daily wage is combined with the GSOEP working hours to achieve a new hourly wage measure for socially insured employees in Germany, disaggregated by defined groups. The SIAB and the GSOEP are

combined in a synthetic panel that generates highly reliable daily wage and reasonable working hours. The synthetic hourly wage for groups in the German labor market provides a new source of information to evaluate policy measures such as the Hartz reforms or the federal minimum wage. Chapter 3 examines external validity of the synthetic panel data.

Chapter 3

External Validity of Hourly Wages: Imputed GSOEP-SIAB data versus the quarterly earnings survey

Abstract: Reliable wage information is necessary to evaluate the impact of policy measures, for example the implementation of the Hartz reforms between 2003 and 2005 or the introduction of a German minimum wage in 2015. In this chapter, external validity of a synthetic panel based on group means of working hours from the German Socio-Economic Panel and average gross daily wages from the Sample of Integrated Labour Market Biographies is examined. By comparing the synthetic panel data with the quarterly earnings survey (QES), it is shown that the difference for full-time employees in working hours is on average 0.9 percent, and the difference in hourly wages is on average 4.8 percent. For part-time employees, the corresponding difference in working hours is 3.8 percent and -2.5 percent in hourly wages. I conclude that the synthetic panel is useful because, in contrast to the QES, it contains hourly wage information about employees of smallest establishments.

3.1 Imputed, average wages from the synthetic GSOEP-SIAB panel

Based on the analysis in Chapter 2, I constructed a synthetic panel data set based on group means of working hours from the German Socio-Economic Panel (GSOEP) and grouped daily wages from the Sample of Integrated Labour Market Biographies (SIAB). The goal of this chapter is to check the external validity of the synthetic panel by comparing the hourly wage measure and the working hours with average hourly wages and average working hours for full-time and part-time employees from the quarterly earnings survey. Therefore I use the mean of imputed wages in the synthetic panel. Since there is a wage ceiling in the SIAB due to limited social security contributions of high income employees (in German the so-called *Beitragsbemessungsgrenze*), I imputed wages above the ceiling to get meaningful averages of the imputed SIAB daily wage with the following Stata commands:¹

```
* Generate variable for upper wage limit
gen limit = wage limit for social contribution
* Generate dummy variable for censoring:
gen cens = 1 if wage = limit | wage > limit
* Generate logarithm of wage:
gen lnw = ln(wage)
* Estimation of the Tobit model:
cnreg lnw region gender employmentstatus year, \\\
        censored(cens)
* Generate predicted values:
predict xb, xb
* Generate standardized limit for each value:
gen alpha = (ln(limit) - xb)/_b[_se] if cens == 1
gen invnom = invnormal(runiform()*(1 - normal(alpha))) \\\
        + normal(alpha))
* Imputation if the wage is censored
gen lnw_i = lnw if cens == 0
replace lnw_i = xb + invnom * _b[_se] if cens == 1
* Generate imputed wage in Euro:
gen imputed_wage = exp(lnw_i)
```

For groups of full-time or part-time employees by residence in East and West Germany and

¹For a description of the applied imputation procedure, see Gartner et al. (2005) who assumed that wages follow a log-normal distribution, and used a tobit model including a random error term from a truncated distribution to impute right-censored SIAB-wages.

by gender, average imputed daily gross wages $w_{calendar}^d$ based on calendar days, not working days, are combined with average working hours per week $hours_{week}$, to achieve an effective wage measure per working hour:

$$w_{effective}^h = (7 \cdot w_{calendar}^d) / hours_{week} \quad (3.1)$$

The daily wage $w_{calendar}^d$ is multiplied by 7, the number of calendar days per week. To check external validity of the synthetic hourly wage measure $w_{effective}^h$, I compare it with the QES average hourly gross wage, which is described in the next section.

3.2 The quarterly earnings survey: Administrative information given by employers

The quarterly earnings survey (QES)² is an establishment survey collected by the State Offices of Statistics since 2007. In a representative, mandatory sample of 40,400 establishments with more than 10 employees (more than 5 in some sectors), employers have to state the gross wage and working hours of their employees on a quarterly basis. The required information directly drops out of the personnel administration system of establishments, and is thus highly precise. Bruttel et al. (2017) state that the QES information is up-to-date, highly comparable but not as detailed as the Structure of Earnings Survey, which is constructed every 4 years only. The QES contains information on wages and working hours of socially insured part-time, and full-time employees. The Federal Office of Statistics provides average gross monthly earnings, gross hourly wages and working hours of full-time employees regularly. For part-time employees, these measures are given on demand only.

In the QES, the wage information is an effective gross hourly wage. It is constructed by dividing the sum of quarterly gross wage (excluding extra payments) by the sum of paid working hours in this quarter. The QES wage information is also available by industry and by qualification level of the occupation. Senft (2008) summarizes that most of the wage differences between industries are attributable to differences in the qualification level of the occupation. Bayer/Kuhn (2018) find that 80 percent of the wage variation is explained by characteristics of the employer, of the employee, and their qualification of occupation.³

The highly reliable wage information from the QES is used for bargaining processes, and for social insurance law in Germany. Based on the QES wage, the European labour cost index is constructed and it is integrated in the national accounts for Germany.⁴

²In German *Vierteljährliche Verdiensterhebung*.

³Usually, micro-level wage regressions such as presented in Chapter 1 explain between 20 and 30 percent of the variation by socio-demographic characteristics of the employee.

⁴See Senft (2008), and Statistisches Bundesamt (2017). Statistisches Bundesamt (2017) stated a sampling

3.3 What's the differences in employee's average wage?

The synthetic panel contains wages and working hours of socially insured employees aged between 15 and 65, independent of the size or the industry of the establishment. In contrast, the QES contains socially insured employees of all ages, and in establishments with more than 10 employees (more than 5 in some sectors). Especially as priors suggest that hourly wages in the QES could be structurally different than those in the synthetic panel.

There is large evidence that wages are positively correlated with the size of firms or establishments. The correlation between wage and firm size is one of the key relationships in labor economics. Brown/Medoff (1989), Oi/Idson (1999), and others discussed different explanations for the wage-firm size premium. According to the German Institut für Mittelstandsforschung (IfM) Bonn, in 2016 almost 90 percent of all firms in Germany had fewer than 10 employees. The so-called 'smallest firms' by EU-definition had almost 4 million socially insured employees which corresponded to 13,5 percent of all socially insured employees in Germany. Unfortunately in the SIAB, employees of establishments with less than 10 employees cannot be identified.⁵ So excluding SIAB-observations of smallest establishments, in order to make it fully comparable with the QES, is not possible. Additionally, the GSOEP-SIAB synthetic panel data groups employees by their place of residence and not by place of work. In the QES, employees are grouped by their place of work. This might lead to differences in average wages because the number of commuters from East to West Germany is higher than in the opposite direction. The significant wage gap between the two regions may lead to a small bias of SIAB wages in East Germany overstating the QES wages in East Germany.

Table 3.1 compares the evolution of average full-time hourly wage from the QES and the synthetic GSOEP-SIAB panel, and presents the evolution of average weekly working hours of full-time employees from the QES and the GSOEP for the years 2007–2014. As expected, the hourly wages of full-time employees of almost all presented groups in the synthetic panel are lower than the corresponding QES hourly wages. At least partly, this might be attributable to the inclusion of employees of smallest establishments in the SIAB. Table 3.3 presents the percentage difference between the QES and the synthetic GSOEP-SIAB panel for the years between 2007 and 2014. On average, the difference in full-time employees' working hours is 0.9 percent, and the difference in hourly wages is 4.8 percent. Table 3.2 and Table 3.4 compares the same measures of the QES and the synthetic panel for part-time employees. For part-time

error by branch of the QES full-time hourly wages of below 2 percent.

⁵To identify the establishment size, one could use the Linked-Employer-Employee data (LIAB) of the IAB. It combine interviews from the IAB Establishment Panel with the related individual data generated in the social security data. Disadvantage of the LIAB is that the number of individual employment observations is reduced significantly and the aggregation in groups for a synthetic panel becomes less feasible.

Table 3.1: Comparison of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of full-time employees, 2007–2014

Germany, QES	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours	Germany, GSOEP-SIAB	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours
2007	19.0	39.3	15.5	38.7	18.0	39.1	2007	18.2	39.0	14.1	38.3	16.8	38.8
2008	19.5	39.2	16.0	38.7	18.5	39.0	2008	18.5	39.0	14.5	38.2	17.1	38.7
2009	20.0	38.7	16.4	38.6	18.9	38.6	2009	20.2	39.1	15.0	38.3	18.4	38.8
2010	20.3	39.2	16.7	38.8	19.2	39.1	2010	18.9	39.0	15.0	38.3	17.5	38.7
2011	20.8	39.3	17.1	38.8	19.7	39.1	2011	19.5	39.1	16.2	38.2	18.4	38.8
2012	21.4	39.3	17.6	38.9	20.2	39.1	2012	19.7	39.2	16.4	38.3	18.7	38.9
2013	21.6	39.3	18.0	38.9	20.5	39.2	2013	20.3	39.2	16.9	38.5	19.2	38.9
2014	22.1	39.3	18.4	38.9	21.0	39.2	2014	22.7	39.1	17.9	38.3	19.3	38.8
West Germany, QES	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours	West Germany, GSOEP-SIAB	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours
2007	19.8	39.2	16.0	38.6	18.7	39.0	2007	19.1	38.9	14.6	38.2	17.6	38.7
2008	20.3	39.1	16.4	38.6	19.2	39.0	2008	19.4	39.0	15.0	38.0	18.0	38.7
2009	20.8	38.5	16.9	38.4	19.6	38.5	2009	21.5	39.0	15.7	38.1	19.6	38.7
2010	21.1	39.1	17.1	38.7	19.9	39.0	2010	19.9	38.9	15.5	38.1	18.4	38.6
2011	21.6	39.2	17.6	38.7	20.4	39.0	2011	20.3	39.0	16.7	38.0	19.2	38.7
2012	22.3	39.2	18.1	38.8	21.0	39.1	2012	20.7	39.1	16.9	38.2	19.5	38.8
2013	22.5	39.2	18.5	38.8	21.3	39.1	2013	21.3	39.1	17.4	38.4	20.1	38.9
2014	23.0	39.3	19.0	38.8	21.8	39.1	2014	24.1	39.1	18.6	38.2	20.1	38.8
East Germany, QES	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours	East Germany, GSOEP-SIAB	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours
2007	14.0	39.9	13.4	39.1	13.8	39.6	2007	13.8	39.3	12.5	38.7	13.3	39.1
2008	14.5	39.9	14.0	39.2	14.3	39.6	2008	14.1	39.4	12.8	38.7	13.6	39.1
2009	15.0	39.4	14.5	39.1	14.8	39.3	2009	14.3	39.6	13.0	39.0	13.7	39.3
2010	15.1	39.8	14.7	39.2	15.0	39.6	2010	14.5	39.4	13.4	38.7	14.0	39.1
2011	15.5	39.8	15.0	39.3	15.3	39.6	2011	15.8	39.4	14.6	38.9	15.4	39.2
2012	15.8	39.8	15.1	39.3	15.6	39.6	2012	15.5	39.4	14.7	38.7	15.2	39.1
2013	16.1	39.9	15.4	39.4	15.8	39.7	2013	15.9	39.6	15.3	38.6	15.6	39.2
2014	16.6	39.8	15.7	39.5	16.3	39.7	2014	16.5	39.1	15.7	38.6	16.2	38.9

Note: Average hourly wages and average working hours of full-time employees only.

Source: QES 4th quarter (destatis), SIAB, and GSOEP, author's calculations.

Table 3.2: Comparison of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of part-time employees, 2007–2014

Germany, QES	Men		Women		Overall		Germany, GSOEP-SIAB	Men		Women		Overall	
	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours		hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours
2007	15.0	25.3	14.5	24.2	14.5	24.4	2007	15.2	26.3	15.3	23.2	15.3	23.5
2008	15.4	25.4	14.8	24.3	14.9	24.5	2008	15.9	25.2	15.6	23.2	15.7	23.3
2009	15.8	25.4	15.2	24.4	15.3	24.6	2009	16.1	25.3	15.3	24.1	15.5	24.2
2010	16.0	25.6	15.4	24.6	15.5	24.7	2010	16.0	25.5	15.7	23.8	15.8	24.0
2011	16.4	25.7	15.7	24.7	15.8	24.8	2011	16.3	24.3	15.8	23.5	15.9	23.5
2012	16.8	26.0	16.1	24.8	16.2	25.0	2012	16.2	24.9	15.8	23.7	15.9	23.8
2013	17.3	25.9	16.4	25.0	16.5	25.1	2013	16.3	25.7	16.2	24.0	16.2	24.2
2014	17.4	26.0	16.7	25.0	16.8	25.1	2014	16.5	26.6	16.8	24.0	16.9	24.3
West Germany, QES	Men		Women		Overall		West Germany, GSOEP-SIAB	Men		Women		Overall	
	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours		hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours
2007	15.4	24.8	14.9	23.4	15.0	23.6	2007	15.7	26.1	15.8	22.3	15.9	22.6
2008	15.9	24.8	15.3	23.6	15.4	23.8	2008	16.5	25.3	16.2	22.2	16.3	22.5
2009	16.2	24.8	15.6	23.7	15.7	23.8	2009	17.2	24.7	16.0	23.1	16.2	23.3
2010	16.5	25.1	15.9	23.9	15.9	24.0	2010	17.1	24.8	16.2	23.0	16.4	23.2
2011	17.0	25.3	16.2	24.0	16.3	24.1	2011	17.4	23.8	16.5	22.6	16.7	22.7
2012	17.4	25.6	16.6	24.1	16.7	24.3	2012	16.7	25.4	16.5	22.9	16.6	23.1
2013	17.9	25.5	16.9	24.3	17.1	24.4	2013	17.3	25.3	16.9	23.1	17.0	23.3
2014	18.1	25.5	17.2	24.3	17.3	24.5	2014	17.3	26.8	17.4	23.3	17.6	23.6
East Germany, QES	Men		Women		Overall		East Germany, GSOEP-SIAB	Men		Women		Overall	
	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours		hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours
2007	12.5	29.0	12.2	28.8	12.2	28.8	2007	13.8	27.0	13.2	27.6	13.3	27.5
2008	13.0	28.8	12.7	28.8	12.8	28.8	2008	14.7	24.8	13.3	27.7	13.4	27.4
2009	13.4	28.8	13.0	28.9	13.1	28.9	2009	13.1	27.8	13.4	27.8	13.3	27.8
2010	13.5	28.9	13.2	28.9	13.2	28.9	2010	13.3	27.4	13.9	27.3	13.8	27.3
2011	13.3	28.7	13.2	29.1	13.2	29.1	2011	13.3	26.3	13.4	27.3	13.3	27.2
2012	13.4	28.7	13.5	29.1	13.5	29.0	2012	14.8	23.8	13.6	27.5	13.7	26.9
2013	13.8	28.5	13.8	29.3	13.8	29.2	2013	13.9	26.2	13.9	27.6	13.9	27.4
2014	14.3	28.8	14.2	29.2	14.2	29.1	2014	14.5	26.3	14.7	27.1	14.7	26.9

Note: Average hourly wages and average working hours of part-time employees only.

Source: QES 4th quarter (destatis), SIAB, and GSOEP, author's calculations.

Table 3.3: Percentage Difference of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of full-time employees, 2007–2014

%-Difference	Men		Women		Overall	
Germany	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours
2007	4.5%	0.8%	9.2%	0.9%	6.8%	0.8%
2008	5.4%	0.4%	9.7%	1.4%	7.5%	0.7%
2009	-0.8%	-1.0%	8.6%	0.7%	2.9%	-0.5%
2010	6.9%	0.5%	10.3%	1.4%	8.7%	0.9%
2011	6.3%	0.5%	5.3%	1.6%	6.3%	0.8%
2012	7.7%	0.4%	6.5%	1.5%	7.7%	0.6%
2013	6.0%	0.3%	6.0%	1.1%	6.3%	0.7%
2014	-2.8%	0.5%	2.6%	1.5%	8.3%	1.0%
%-Difference	Men		Women		Overall	
West Germany	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours
2007	3.5%	0.7%	8.5%	1.0%	5.6%	0.8%
2008	4.3%	0.3%	8.7%	1.5%	6.3%	0.9%
2009	-3.5%	-1.2%	6.9%	0.7%	0.3%	-0.5%
2010	5.7%	0.5%	9.6%	1.5%	7.6%	1.0%
2011	5.9%	0.4%	4.7%	1.9%	5.8%	0.8%
2012	7.1%	0.2%	6.4%	1.5%	7.1%	0.8%
2013	5.3%	0.2%	6.0%	1.0%	5.7%	0.6%
2014	-4.8%	0.6%	1.9%	1.5%	7.7%	0.8%
%-Difference	Men		Women		Overall	
East Germany	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours	hourly wage	working hours
2007	1.2%	1.4%	6.8%	0.9%	3.7%	1.3%
2008	2.7%	1.3%	8.8%	1.4%	5.3%	1.3%
2009	4.7%	-0.5%	10.5%	0.3%	7.2%	-0.1%
2010	4.1%	1.0%	9.0%	1.3%	6.2%	1.2%
2011	-2.1%	0.9%	2.9%	1.1%	-0.2%	1.0%
2012	2.4%	1.0%	2.2%	1.6%	2.3%	1.3%
2013	1.3%	0.8%	0.9%	2.0%	1.2%	1.3%
2014	0.1%	1.6%	-0.5%	2.2%	0.0%	1.9%

Note: Full-time employees only. Percentage Difference is equal to (QES average minus GSOEP-SIAB average) divided by QES average.

Source: QES 4th quarter (destatis), SIAB, and GSOEP, author's calculations.

workers, the difference in working hours is 3.8 percent and -2.5 percent in hourly wages.

The correlation of percentage differences in hourly wages and working hours is slightly positive for full-time employees with 0.05, but for part-time employees, it is negative and larger in its value with -0.50.⁶ The negative correlation for part-timers indicates that if the percentage difference is positive in working hours, the percentage difference is probably negative in hourly wage of the corresponding part-time group. The systematic differences between the synthetic panel and the QES might be due to measurement error in working hours and wages, as well as due to the inclusion of part-time employees in smallest establishments in the synthetic panel.

⁶I correlated the percentage difference of hourly wages with the percentage difference of working hours of men and women in East and West only.

Table 3.4: Percentage Difference of QES and synthetic GSOEP-SIAB panel: Hourly wages and working hours of part-time employees, 2007–2014

%-Difference Germany	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours
2007	-4.4%	-8.0%	-5.5%	4.3%	-5.3%	3.8%
2008	-6.8%	-2.7%	-5.0%	4.7%	-5.2%	4.7%
2009	-5.6%	-2.9%	-0.8%	1.3%	-1.2%	1.6%
2010	-3.5%	-3.1%	-1.8%	3.1%	-1.8%	2.8%
2011	-3.2%	1.9%	-1.0%	5.0%	-1.0%	5.0%
2012	-0.1%	0.2%	1.4%	4.5%	1.4%	4.7%
2013	1.5%	-2.2%	1.5%	3.9%	1.8%	3.7%
2014	1.5%	-2.5%	-0.9%	4.1%	-0.5%	3.3%

%-Difference West Germany	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours
2007	-2.4%	-5.4%	-5.8%	4.9%	-5.8%	9.8%
2008	-3.9%	-1.9%	-6.4%	5.9%	-6.5%	5.6%
2009	-6.2%	0.3%	-2.1%	2.6%	-2.8%	2.3%
2010	-4.0%	1.2%	-2.4%	3.8%	-2.9%	3.4%
2011	-2.8%	6.1%	-2.2%	5.8%	-2.5%	5.7%
2012	4.1%	0.7%	0.7%	5.1%	0.7%	4.8%
2013	3.1%	0.7%	0.3%	4.8%	0.1%	4.5%
2014	4.1%	-5.0%	-1.7%	4.3%	-1.6%	3.6%

%-Difference East Germany	Men hourly wage	working hours	Women hourly wage	working hours	Overall hourly wage	working hours
2007	-10.3%	6.8%	-8.2%	4.3%	-8.5%	4.6%
2008	-13.2%	13.8%	-4.3%	3.7%	-5.0%	4.7%
2009	2.7%	3.5%	-2.9%	3.7%	-2.0%	3.7%
2010	1.9%	5.1%	-5.3%	5.7%	-4.2%	5.6%
2011	-0.7%	8.5%	-1.3%	6.2%	-1.0%	6.7%
2012	-10.3%	17.1%	-0.7%	5.5%	-2.0%	7.3%
2013	-1.0%	8.1%	-0.5%	5.7%	-0.4%	6.2%
2014	-1.2%	8.5%	-3.8%	7.3%	-3.2%	7.4%

Note: Part-time employees only. Percentage Difference is equal to (QES average minus GSOEP-SIAB average) divided by QES average.

Source: QES 4th quarter (destatis), SIAB, and GSOEP, author's calculations.

3.4 Potential drawbacks in this approach of measuring hourly wages

To evaluate policy measures such as the Hartz reforms or the federal minimum wage, representative hourly wages of all socially insured employees, and from all firm sizes, are necessary. This chapter compares full-time and part-time employees' hourly wages and working hours from a synthetic panel with information from the QES. The QES does not contain socially insured employees of the smallest establishments. The synthetic GSOEP-SIAB panel contains

information about socially insured employees of all establishment sizes. This is likely one reason why the synthetic hourly wages for full-time employees are systematically lower than those in QES. Additionally, the varying definitions of part-time as well as measurement error in wage and hours could lead to the differences in part-time wages and hours.

At the same time, representative hourly wage measures for individuals employed in all firm sizes should be considered. The synthetic panel fills a lack in limited availability of hourly wage information for socially insured employees of all firm sizes.

Nevertheless, the Germany labor market is only partially described by full-time and part-time employees. Other types of employment such as forms of marginal employment, freelance workers, and public officers should be considered. The micro census contains sufficient information about all kinds of employment. It should be made available for research without financial barriers.

Chapter 4

De-Mystifying the German Labor Market Miracle

Michael C. Burda and Stefanie Seele

Abstract: The German labor market miracle is due to a significant expansion of both part-time employment as well as low-wage jobs in the period 2003-2010. Both developments coincide with the landmark Hartz reforms in Germany. Comparing different labor market paradigms, the supply and demand framework of Katz and Murphy (1992) appears best suited for explaining the labor market turnaround. Our empirical findings are consistent with a stable demand for labor in both East and West from 2003 to 2010, implying that supply factors were dominant for the evolution of the labor market during this period. The correlation of changes in wages and labor force participation is also consistent with a positive labor supply shock, given the working-age population.

JEL: E24, J21

Keywords: German labor market miracle, Hartz reforms, part-time work, wage inequality

This paper updates and supercedes results presented in “No Role for the Hartz Reforms? Supply and Demand Factors in the Germany labor market 1992-2016. The comments of Juan Jimeno, Christian Merkl, Maarten Goos and Thomas Steger and the capable research assistance of Thomas Dengler, Niklas Flamang and Tobias König are gratefully acknowledged. This research was supported by Collaborative Research Center (SFB) 649 of the German Science Foundation (DFG).

4.1 Introduction

The German labor market has witnessed a series of radical changes over the past two decades. The 1990s and early 2000s were characterized by labor market malaise, with rising unit labor costs, stagnant employment, and high unemployment rates, prompting the Economist in 1999 to describe Germany as "the sick man of Europe". The mid-2000s saw a reversal of this labor market implosion; unemployment rates declined year after year in the aftermath, even throughout the Great Recession. Although the trend of rising employment slowed in the crisis, it resumed soon thereafter, with low frequency movements transcending business cycle fluctuations. By 2017, employment had returned to levels not seen since reunification – a "labor market miracle" unmatched by any other OECD country over the period, yet one accompanied by steady but unspectacular economic growth.¹

This paper takes a closer look at Germany's labor market turnaround. We stress two facts that have received relatively little attention. First, more than half of the employment expansion since 2005 can be attributed to the participation margin; that is, an increased supply of workers given working-age population, as opposed to the reduction of unemployment. Second, until 2011, net overall employment growth originated in an unprecedented expansion of part-time employment and a reduction of average working hours. While employment rose from 37.8 to 43.6 million persons or 15.3 percent from 1993 to 2016, the total sum of hours worked stood only 1.9 percent higher in 2016 than in 1993, implying a marked reduction in average hours per employed of 12.3 percent.² Germany's labor market miracle was accomplished via a private version of work sharing.

Second, we confirm the findings of other researchers that slow GDP and productivity growth were accompanied by a dramatic increase in hourly wage inequality across the employed labor force. Compensation, measured as gross hourly or daily pay of wage and salary of employees, has grown more unevenly across different types of labor, leading to a significant increase in wage dispersion. While this finding is already well-established for full-time workers (Dustmann et al. (2014), Gernandt and Pfeiffer (2007), and Goos et al. (2009)), we use an imputation procedure to show that it holds even more strongly when part-time workers are considered.³

Third, we contribute new evidence to an ongoing debate over the role of the labor market reforms implemented in Germany during the years 2003–2005, the so-called "Hartz Reforms".

¹See Möller (2010), Burda and Hunt (2011), Rinne and Zimmermann (2011, 2013), Krause and Uhlig (2012), Krebs and Scheffel (2013).

²Since reaching a trough in 2003, total hours have risen cumulatively by 6.2 percent and employment by 11.3 percent. See IAB aggregate hours account (September 2017), Arbeitszeit Komponenten FB A2: IAB website.

³This is evident from unadjusted registry data on daily earnings. While real daily wages of the median employee decreased by 4.5 percent over the period 1993–2010, those at the 75th percentile increased by 5.3 percent, and the 25th percentile fell by 12.1 percent (authors' calculations using the SIAB). For similar calculations using a different dataset, see Dustmann et al. (2014).

These sweeping labor market reforms reduced unemployment benefits, improved public job intermediation, and relaxed regulations of temporary help agency and marginal employment. A prime objective of the Hartz reforms was the enhancement of incentives to participate in the labor force and to accept job offers more readily.⁴ There is considerable debate over the role played by these reforms, versus the flexibility of German collective bargaining, the inherent competitiveness of the German economy, a fortuitous business cycle, or simply good luck.⁵ We show that among three paradigms of labor markets – market clearing, real wage rigidity, or search and matching – the Marshallian market clearing approach delivers the most coherent and plausible account of expanding employment, falling mean wages, increasing wage dispersion, and rising labor force participation.⁶

4.2 A labor market miracle? Employment in Germany

Between 2003 and 2016, employment in Germany increased cumulatively by 12 percent, compared to 5 percent overall in the EU, 4 percent in the Eurozone, and only 1 percent in Italy (IMF World Economic Outlook, 2016). Even after a sharp GDP decline of 6–7 percentage change on a quarterly basis during the Great Recession compared to the same quarter of the previous year, the German economy managed to maintain a trend of declining unemployment and rising employment (Burda and Hunt 2011). Figure 4.1 presents some aggregate indicators since 1970 for Germany and, for comparison, France. The period encompasses the last pre-unification phase of strong growth (the mid-1980s), a unification boom (1990–2002) and an overall longer-term post-unification growth slump punctuated by the dot-com boom (1997–2000). The first three panels present annual data for the standardized unemployment rate (ILO concept), the employment ratio, and the implied labor force participation rate; the fourth panel displays real GDP.

Taken together, the four panels summarize the German labor "miracle": A sustained reduction of unemployment rates, steady increases in the employment ratio starting in 2003 and rising labor force participation throughout and especially after 2003, despite a significant slowdown in trend economic growth similar to that observed in France. Unemployment fell after 2005, coinciding with the return to growth in the previous year, and continued to fall

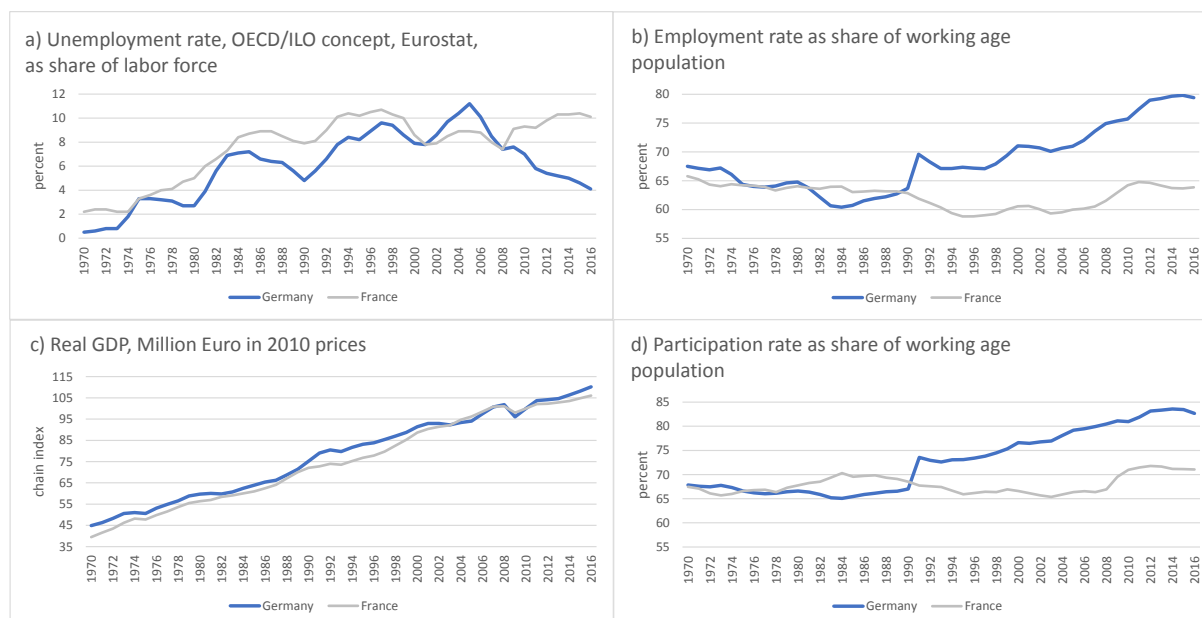
⁴The Hartz reforms were an implementation of some but not all recommendations of a blue-ribbon commission headed by Peter Hartz, the personnel chief of Volkswagen at the time. See e.g. Jacobi and Kluve (2007), Burda and Hunt (2011).

⁵See, for example, Dustmann et al (2014), or Launov and Wälde (2014).

⁶Fahr and Sunde (2005), Jacobi and Kluve (2007), Eichhorst and Marx (2011), Klinger and Rothe (2012), Launov and Wälde (2014), and Stops (2015) have evaluated the effect of the Hartz reforms on gross flows and labor market dynamics but deemphasize the role of wage determination.

throughout the next decade, despite the Great Recession. Simultaneously, employment and especially the number of employees increased noticeably after 2005.

Figure 4.1: Key labor and macro indicators, Germany 1970–2016



Note: Real GDP index, chained series, until 1990 West-Germany and Unified Germany afterwards. Participation rates are approximated as $e/(1 - u)$, where e = Employment rate and u = Unemployment rate.
Source: Macro-economic database AMECO, European Commission, authors' calculations.

In Table 4.1, we deconstruct the evolution of total hours worked over the period 1993–2016 into changes of underlying demographics, labor force participation, employment, and hours per employed. Relying on standard ILO concepts, we compute log changes in the following decomposition:

$$\text{Total hours worked} = \text{working age population} \times \text{participation rate} \\ \times (1 - \text{unemployment rate}) \times \text{hours worked per employed person}$$

Although real GDP rose by 38 percent over 1993–2016, total hours worked were virtually constant, rising by less than 2 percent in the same period. At the same time, the working-age population shrank by a mere 2.9 percent, ruling out the most important extensive margin – demographics – as a proximate explanation of employment gains. Table 4.1 suggests that the more obvious place to look is labor force participation, which increased by 13.2 log points over the period. This substantial increase in participation of working age individuals is mirrored by a sharp rise in employment, while unemployment fell sharply. Hours per employed person fell continuously, with a short interruption in the period 2003–8.

To identify the sources of participation and employment growth for the reallocation of

Table 4.1: The German labor market miracle deconstructed, 1993–2016

Time Period Change (Δ) in	Annual average change (log points)					Total change (log points)	
	1993 –1998	1998 –2003	2003 –2008	2008 –2011	2011 –2016	1993 –2003	2003 –2016
$\Delta \ln$ (Working age population)	0.2	–0.1	–0.5	–0.7	0.4	–0.3	–2.6
$+\Delta \ln$ (Participation rate)	0.1	0.7	0.8	0.8	0.2	5.2	8.0
$+\Delta \ln$ (1–unemployment rate)	–0.5	0.3	0.1	0.5	0.3	–1.5	5.4
$+\Delta \ln$ (Hours/employed)	–0.6	–1.1	–0.1	–0.6	–0.4	–7.9	–4.4
= $\Delta \ln$ (Total hours)	–0.8	–0.3	0.4	0.0	0.5	–4.5	6.4

Note: Annual change in log-points for each period (1 log-point of $x = 100 * \Delta \ln(x) \approx$ % change). The sum of total hours worked is calculated such that it fits to the aggregate hours account by IAB (hours/employed) and the employment accounts by destatis.

Source: IAB Arbeitszeitrechnung (Aggregate hours accounts), destatis, authors' calculations.

working hours, Table 4.2 documents a remarkable increase in participation of women and older age groups, especially after 2003. We consider the following four standard categories of employment: socially insured full-time employment, socially insured part-time employment, marginal employment, and self-employed.⁷ While socially insured part-time employment grew steadily since 1993, full-time employment increased only after 2010. Self-employment increased from 1993 until 2005 but has since oscillated around 4–5 million. Marginal employment has been recorded in official statistics since 1999 and has since increased to 5 million. In parallel, the number of moonlighters ("Nebenjobs") increased. In 2016, 8 percent of socially insured employees had a second job besides their main occupation. At 80 percent in 2016, socially insured employment continues to represent the largest component of employment in Germany. In the following analysis, we restrict our attention to socially insured part-time and full-time employees.

Focusing on workers in employee status since 1993, Figure 4.2a) plots aggregate marginal employment besides other employment addressing the on-going German debate whether marginal employment became a substitute for socially insured employment after the deregulation of marginal employment in 2003. The number of marginal employment jumped from 4.3 million in 2002 (BA) to 4.8 million in 2005 but remained at this stable level thereafter. In contrast, socially insured employment declined from 27.7 million in 2002 (BA) to 26.3 million in 2005. Subsequently, the number of socially insured employed increased year by year with exception of the crisis year 2009. Since 2010, marginal employment remained stable by 5.1 million (BA) and socially insured employment increased above 30 million. Figure 4.2b) shows that the expansion of part-time work (including marginal employment and part-time work with full social security contribution) was a key mechanism driving the extensive margin of employment at given working age population.

⁷Moonlighters are counted once in their primary job.

Table 4.2: Participation rates and employment rates by region, gender, and age, 1993–2016 (in percent)

	1993–2016	1993–98	1998–2003	2003–08	2008–11	2011–16
Participation rate	73.7	70.5	72.4	74.4	76.4	77.3
West	73.2	70.7	71.5	73.8	75.7	76.7
East	77.4	76.5	76.4	77.0	79.2	79.3
Male	81.1	80.7	80.1	80.9	82.1	82.3
Female	66.8	62.6	64.5	67.7	70.6	72.2
Age group 15–19	30.4	29.5	31.7	31.0	31.3	29.1
20–24	70.7	69.5	72.9	70.9	70.9	69.7
25–29	80.9	78.4	82.0	80.9	82.3	82.8
30–34	84.8	80.2	86.9	86.2	86.2	86.8
35–39	86.5	82.3	88.2	88.3	87.9	87.9
40–44	88.5	85.2	89.0	89.8	89.9	89.9
45–49	87.8	84.9	87.9	88.9	89.2	89.5
50–54	83.5	80.2	82.4	84.7	85.7	86.6
55–59	72.6	67.9	69.4	73.5	76.8	79.6
60–64	34.0	27.8	23.7	32.6	42.7	51.4
	1993–2016	1993–98	1998–2003	2003–08	2008–11	2011–16
Employment rate	67.3	64.3	65.0	66.8	70.9	73.1
West	67.9	64.8	65.8	67.6	71.2	73.2
East	65.1	62.6	61.8	63.4	69.9	72.3
Male	74.1	73.2	72.1	72.5	76.0	78.7
Female	60.6	55.2	57.8	60.9	65.8	68.5
Age group 15–19	28.1	29.9	28.6	27.0	27.9	26.4
20–24	64.2	66.1	65.0	61.6	64.2	64.4
25–29	74.1	73.4	74.1	71.8	75.5	77.4
30–34	79.0	77.3	79.3	77.9	79.9	81.9
35–39	80.7	78.6	80.4	80.6	82.3	83.5
40–44	82.4	80.1	81.2	82.0	84.6	86.0
45–49	81.2	78.3	79.8	80.8	83.9	85.7
50–54	76.2	72.2	73.6	76.1	80.1	82.6
55–59	62.1	52.1	57.1	63.9	70.9	75.3
60–64	29.0	18.2	21.0	29.0	39.6	48.2

Note: All forms of employment, including self-employment. Participation rate is defined as labor force divided by working age population.

Source: Destatis (Mikrozensus), authors' calculations.

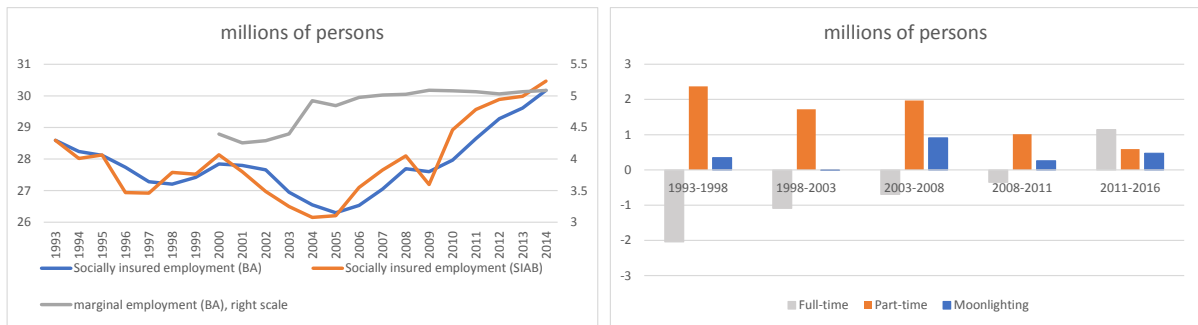
In Table 4.3, we examine the heterogeneity of socially insured employment. Demographic change in Germany has already affected employment levels. Employment of older individuals increased while fewer young people entered employment. The baby boomer generation is now close to retirement. In addition, the education level of socially insured employees has increased significantly, shifting the structure of employment in Germany. West German socially insured employment decreased by more than 4 percent between 1993 and 2003, but increased thereafter. In East Germany, socially insured employment declined by almost 8 percent from 1993 to 2014, but recovered after 2003. Two decades after unification, East and West German labor markets appear to follow different paths.

In the Appendix, we derive the following shift-share decomposition to study the evolution

Figure 4.2: Employment trends in Germany since 1993

a) Time trend, SIAB and BA, 1993–2014

b) Change in Employment by Type, 1993–2016



Note: Figure a) – Socially insured employment in millions includes full-time and part-time employees. Marginal employment and moonlighting jobs (Nebenjobs) are not included. Figure b) Part-time includes marginal forms of employment. "Moonlighting" refers to marginal employment of those who already have a form of primary employment.

Source: BA ("Arbeitsmarkt in Deutschland - Zeitreihen bis 2014", Tabelle 3.2), SIAB, and Arbeitszeitrechnung (Aggregate Hours Accounts), IAB, authors' calculations.

Table 4.3: Change in socially insured employment, 1993–2014 (in percent)

	1993–2016	1993–98	1998–2003	2003–08	2008–11	2011–14
Total change	5.4	-3.4	-3.9	3.8	5.0	4.1
West	9.9	-2.9	-1.3	4.5	4.9	4.6
East	-7.9	-5.8	-12.4	2.0	5.9	3.3
Male	-1.9	-4.2	-6.2	2.7	3.5	2.8
Female	15.3	-2.2	-0.7	5.3	6.8	5.6
Age group 15–19	-59.9	2.8	-43.2	-6.0	-12.8	-16.4
20–24	-39.8	-28.2	-5.8	-4.9	5.1	-11.0
25–29	-27.1	-22.8	-23.4	11.7	3.2	7.0
30–34	-22.6	-0.2	-23.3	-14.5	10.3	7.3
35–39	-16.0	15.2	-0.3	-19.8	-12.8	4.5
40–44	0.3	6.1	16.8	3.5	-7.2	-15.7
45–49	65.5	19.5	8.0	20.9	8.2	-2.0
50–54	34.0	-26.6	23.7	13.2	15.4	13.0
55–59	62.7	10.0	-26.4	40.4	18.4	20.9
60–64	276.1	26.3	14.0	18.1	51.9	45.8

Note: Socially insured employment includes only full-time and part-time employees, excludes marginal employment and moonlighting.

Source: SIAB, authors' calculations.

of hours (H) and its compositional breakdown by full-time hours (F) and part-time hours (P):

$$H_t - H_{t-1} = \left(\frac{F_t}{L_t^F} \right) \Delta L_t^F + L_{t-1}^F \Delta \left(\frac{F_t}{L_t^F} \right) + \left(\frac{P_t}{L_t^P} \right) \Delta L_t^P + L_{t-1}^P \Delta \left(\frac{P_t}{L_t^P} \right).$$

The results of this decomposition are presented in Table 4.4. The most salient fact is a secular rise in part-time employment of almost 5.5 million over the entire period, which appears to accelerate following the watershed year 2004. Until that year, average hours per work fell for both full-time and part-time workers. In the twelve years after 2004, hours per part-time

worker rose. In contrast, they fell for full-time workers after 2011, the year when employment of full-time workers began to expand as well. Over the entire period, employment rose by 5.5 million persons; of this net expansion, 95 percent was in the form of part-time employment.

Evidently, part-time work served an important adjustment mechanism, as has already been noted, that facilitated labor force re-entry for workers who had lost attachment to the labor force. Of these, older workers and especially women played a pivotal role, as has been stressed by Weinkopf (2014). The rise in part-time was especially important in increasing female labor market participation. In 2014, almost 48 percent of socially insured employees were female compared to 42 percent in 1993. More significantly, 46 percent of women in socially insured employment worked part-time in 2014, compared to 31 percent in 1993. Overall, the fraction of part-time workers increased from around 14 percent to 25 percent of all those paying social security contributions.⁸

Table 4.4: Shift-share decomposition of working hours in Germany, 1993–2016

Time Period Change in hours due to:	Annual change					Total change	
	1993 –1998	1999 –2003	2004 –2008	2009 –2011	2012 –2016	1993 –2003	2004 –2016
Change in full-time employment	-316	-177	-64	-49	143	-5,195	28
+ Change in hours/full-time worker	21	-31	45	65	-64	178	-509
+ Change in part-time employment	126	85	104	98	75	2,506	2,983
+ Change in hours/part-time worker	-27	-11	68	43	39	-447	1,067
= Total change in million hours	-196	-134	153	157	193	-2,958	3,569

Note: Full-time employment, part-time employment, and total hours in millions. Part-time employment includes marginal and socially insured part-time employment.

Source: IAB Arbeitszeitrechnung (Aggregate hours accounts), authors' calculations.

As noted above, the strong recent German labor market performance can be characterized as reallocation of a relatively stable number of hours worked over many more workers. By merging information from the SIAB and the GSOEP, we can also study the evolution of this intensive margin in more detail. The disaggregated SIAB-time series from Figure 4.2a) are decomposed into full-time employment, part-time employment and employment in vocational training. Second, we merge these count measures with the average hours worked from the GSOEP-data (including overtime) by these respective employment classes.

Using this combination of datasets, we can identify the following aggregate trends in total working hours of socially insured employees: While part-time employees accounted for 7.3 percent of the aggregate hours worked by socially insured employees in 1993, they increased to 18.0 percent by 2014. In 1993, part-time employees worked on average 22.9 hours per week including overtime while full-time employees worked 40.4 hours. By 2014, average hours of part-time employment had increased to 25.6 hours per week, compared to 41.1 hours for

⁸Authors' calculations using the SIAB.

full-time workers. During the same period, working hours of apprentices remained stable at roughly 39.4 hours per week. As with the aggregate hours account data, we find that the number of hours in socially insured employment is roughly two percent higher in 2014 than in 1993.

4.3 The miracle's price: Wage stagnation and increasing wage dispersion

To understand the market forces that might give rise to the reallocation of hours across employees, it is necessary to study the price of labor, in particular, the gross hourly wage. Yet official measures of hourly wages do not exist for part-time employees. One contribution of this paper is the construction of estimates of hourly wages for both full-time and part-time employees. At the time of this writing, data availability restricts our analysis to the years 1993–2014. Table 4.5 summarizes sample means of the synthetic GSOEP-SIAB panel.

Table 4.5: Sample means of synthetic panel data

Socially insured employment	1993–2014	1993–1998	1999–2002	2003–2008	2009–2014
SIAB: Nominal daily wage					
75th percentile	104.0 (12.0)	88.8 (3.3)	99.5 (3.1)	107.8 (2.5)	118.5 (4.5)
Median	76.4 (6.3)	68.3 (2.3)	74.8 (2.2)	78.5 (0.8)	83.5 (3.1)
25th percentile	52.2 (2.6)	49.2 (1.3)	51.8 (1.0)	52.7 (0.5)	55.2 (2.0)
N/year (in thousands)	462.0 (18.5)	464.0 (9.2)	458.5 (6.7)	443.4 (9.9)	481.0 (18.7)
SOEP:					
Weekly working hours	37.8 (0.3)	38.1 (0.1)	37.7 (0.3)	37.7 (0.3)	37.9 (0.3)
N/year (in thousands)	7.4 (1.3)	5.8 (0.1)	8.5 (1.8)	8.0 (0.5)	7.5 (0.5)

Note: Nominal daily wages in Euro as a mean of the relevant time interval, standard deviations in parenthesis. Socially insured employment including full-time and part-time, only.

Source: SIAB and GSOEP, authors' calculations.

Figure 4.3 tracks the distribution of hourly wages over time. Once vaunted for low wage inequality in the 1980s (Krugman 1994), Germany has seen a dramatic increase in pay dispersion since unification, and especially since 2003, and the figures confirm the findings of Dustmann et al. (2014) for full-time workers. In particular, we find that the increase in (unconditional) inequality at the upper end begins in the mid-1990s, but is stronger at the bottom after 2003. While no minimum wage was operative in Germany during this period, it is widely recognized

that generous social welfare payments and long potential durations for unemployment assistance before the Hartz reforms created a floor on nominal wages (OECD 1994, Siebert 1997, Nickell and Layard 1999, and Sinn 2003). Furthermore, the sharpest decline in hourly wages occurred in part-time work, especially in the West and especially at the low end of the wage distribution. The expansion of part-time employment has occurred with a stronger decline in effective real wages for these employees, and represents *prima facie* evidence for a shift in labor supply in this segment.

Table 4.6 shows that real median wages increased only modestly between 1993 and 2014. In fact, some employment groups experienced negative median wage changes. While real hourly median wages increased for all groups between 1998 and 2003, they decreased from 2003 to 2008 for all groups. Comparing real median hourly wage changes of East and West German employees from 1993 to 2014, the wage gap between the two regions declined, but wages of East and West Germans did not converge completely. In 2014, the median West German full-time employee earned 25.5 percent more per hour than the median full-time employee in East Germany. At the 15th percentile the comparable figure was 21.1 percent; at the 85th percentile it was 24.0 percent.

Table 4.6: Change in real median hourly wages, 1993–2014

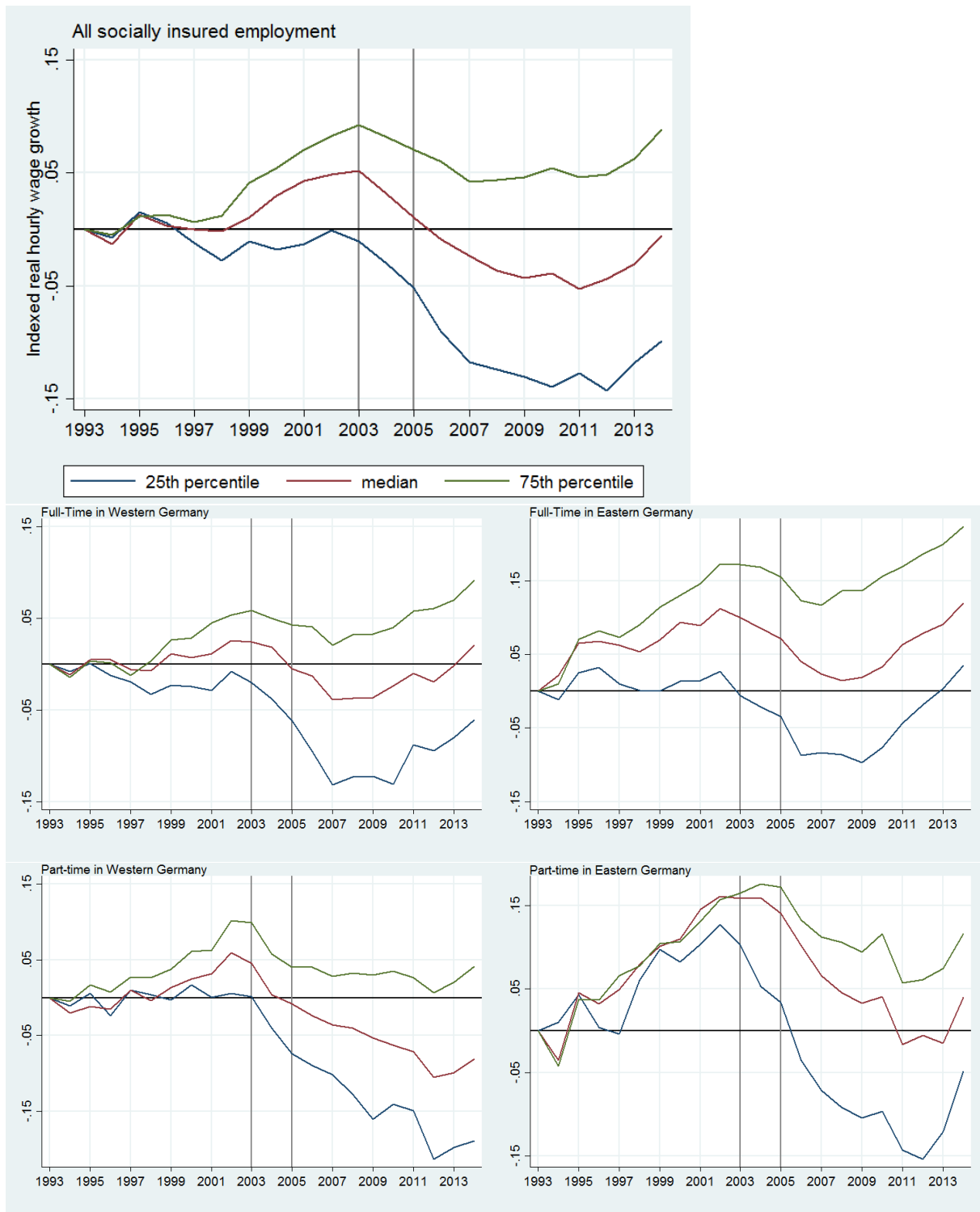
	1993–2016	1993–98	1998–2003	2003–08	2008–11	2011–14
Total change	-0.6	-0.1	5.5	-8.4	-1.6	4.8
West	-4.8	-2.5	4.7	-8.9	-0.6	3.0
East	7.4	3.5	6.8	-8.1	-0.6	6.3
Male	0.0	0.0	4.8	-7.3	-0.1	3.0
Female	-0.4	0.5	6.3	-9.3	-2.8	5.8
Age group 15–19	-11.2	-13.8	9.6	-14.7	4.6	5.5
20–24	-5.7	-6.8	2.6	-7.3	2.0	4.4
25–29	-3.7	-1.8	2.0	-10.5	1.0	6.3
30–34	-7.8	-1.9	4.5	-10.6	-3.5	4.2
35–39	-2.0	3.2	6.1	-7.4	-3.4	-0.0
40–44	-4.8	-3.5	7.4	-7.8	-2.2	1.9
45–49	-2.5	-2.0	4.0	-5.2	-1.7	2.6
50–54	0.5	2.4	3.4	-8.2	-1.0	4.5
55–59	-4.7	-4.6	2.8	-8.1	1.7	4.0
60–64	-15.8	-1.7	-0.6	-10.6	-6.5	3.0

Note: Socially insured employment includes full-time and part-time employees, only, excluding all types of marginal employment and moonlighting.

Source: SIAB, GSOEP, Destatis (CPI), authors' calculations.

As was mentioned before, the German labor market mobilized inactive workers and reallocated a relatively stable level of working hours across a shrinking working age population. At the same time, the dispersion of wages increased sharply. That these changes coincided with the Hartz reforms is confirmed by Table 4.7, which displays employment growth into three segments, by position in the wage distribution of 1993, for three sub-periods of the post-reunification era. The third column documents that the strongest growth in part-time employment coincides with

Figure 4.3: Indexed cumulative real wage growth, by employment status and region in Germany, 1993–2014



Note: Gross hourly wages for full-time and part-time employees, excluding marginal employment.
Source: SIAB, and SOEP, authors' calculations.

the labor market segments in which declines in wages were the largest. This finding militates in favor of an important, if not central role for the increase in labor supply associated with the Hartz reforms. It would also explain the dramatic decline in wage growth at the low deciles around 2003–2005, the period when the Hartz reforms were implemented.

Table 4.7: Employment growth at different segments of the hourly wage distribution, change in percentage points, 1993-2014

	1993–1998	1998–2003	2003–2010	2010–2014
Full-time				
Western Germany				
Lowest segment	1.7	-0.9	7.3	-4.3
Middle segment	-2.2	-3.6	-5.5	0.9
Upper segment	0.4	4.5	-1.8	3.4
Eastern Germany				
Lowest segment	-0.4	-0.4	5.9	-8.3
Middle segment	-7.5	-5.5	-3.3	3.2
Upper segment	7.8	5.9	-2.6	5.1
Part-time				
Western Germany				
Lowest segment	1.2	1.6	9.3	1.5
Middle segment	-1.9	-4.2	-4.5	-1.7
Upper segment	0.7	5.7	-4.8	0.2
Eastern Germany				
Lowest segment	-5.5	-0.1	10.6	-1.2
Middle segment	1.1	-7.9	-4.8	1.2
Upper segment	4.4	8.1	-5.8	-0.1

Note: Employment in the lowest segment is characterized by real hourly wages below the 25th percentile of the 1993-wage distribution. Employees in the middle segment earn wages between 25th and 75th percentile, and employees in the upper segment receive higher wages than the 75th percentile.

Source: SIAB, SOEP, and destatis (CPI), authors' calculation.

Summing up, the implementation of the German labor market reforms are associated with different regional outcomes. In the Western half of the country, the labor market turned from contracting employment with increasing real wages to growing employment, especially part-time employment, with falling real wages. In East Germany, we observe an even more pronounced reduction of employment and rising real wage before 2003. This is best explained by labor demand shifts associated with structural change after unification. This was followed by asymmetric employment growth and wage decline after 2003, which we attribute to the consequences of the Hartz reforms (2003–5). In both East and West Germany, the importance of part-time employment rose. In the next section we discuss three models of the labor market that can account for these developments in varying degrees.

4.4 The labor market through the lens of three models

The last section showed that a break in employment, wages and participation occurred around 2003–5, the years in which the Hartz reforms were made known and implemented. An interruption of median wage growth, an increase in wage dispersion especially at the lower end of the distribution, a reduction in unemployment and increases in both employment and labor force participation characterized this period. What is the most appropriate model for understanding these changes? In what follows, we present three models which in principle can account for these outcomes.

4.4.1 Market clearing: Marshall

The analysis in this and the following section takes a standard Marshallian system of labor demand and supply as a starting point.⁹ Assume a representative firm that employs a linearly homogenous and concave aggregate production function of K different labor inputs. The system of factor demands in vector notation which result from profit maximization can be written as

$$L^D = D(W, X) \quad (4.1)$$

where L^D is a $(K \times 1)$ vector of labor inputs employed, W is a $(K \times 1)$ vector of market prices of those inputs, X is a $(M \times 1)$ vector of exogenous demand shift variables, e.g. technology, product demand or other input prices.¹⁰

The production function giving rise to (4.1) is strictly concave, continuous and differentiable, so labor demand can be expressed in terms of small changes as

$$dL^D = D_W dW + D_X dX \quad (4.2)$$

where profit maximization and concavity of the production function imply that is a $(K \times K)$ negative definite matrix. Rearranging (4.2) and premultiplying by dW' results in a quadratic form:

$$dW'(dL^D - D_X dX) = dW' D_W dW \leq 0 \quad (4.3)$$

where the last weak inequality follows from the fact that the Jacobian matrix D_W is negative

⁹Katz and Murphy (1992) exploit this model to assess the role of demand and supply forces in the evolution of full-time employment and wage structures from 1963 to 1987. They find increasing wage dispersion due to shifting demand for skill in the 1980s, in contrast to earlier labor supply shifts that dominated in the previous decade. The beauty of their approach is that it need not identify particular sources of supply or demand shifts in the labor markets.

¹⁰In principle, the analysis can be generalized to a conditional formulation of the demand curve that would include other exogenous non-labor inputs that affect the demand for labor inputs or the level of output.

definite. Expressed net of demand shifts, observed changes in factor supplies and changes in wages must co-vary negatively.

Katz and Murphy assume that labor supply is exogenous, i.e., $dL^S = d\bar{L}^S$ and that labor markets clear, so $dL^S = d\bar{L}^S = dL^D$. If relative demands for labor are stable ($dX = 0$) then equation (4.3) reduces to

$$dW'dL \leq 0. \quad (4.4)$$

The more stable dX is relative to observed employment dL , the more likely that supply shifts predominate and render the correlation negative. Katz and Murphy (1992) write:

"Periods of time in which the inequality [...] is satisfied (i.e., the inner product of changes in wages and changes in factor supplies is non-positive) have the potential to be explained solely by supply shifts. When this inequality is not satisfied, no story relying entirely on supply shifts is consistent with the data." (p. 48). An indicator that supply shifts were primarily operative during the period is negative correlation of wages and employment. In the next section, we generalize this setup to a context in which the market does not clear.

The model can be extended in a straightforward way to include endogenous labor supply with an analogue of equation (4.4). Let labor supply be $L^S = S(W, Z)$ and assume that it is "everywhere upward-sloping" in the sense that Z contains the marginal utility of wealth (the Lagrange multiplier from the canonical labor supply problem), and that S_W contains only substitution effects. Market clearing $dL^S = dL^D = dL$ implies

$$dW = (D_W - S_W)^{-1} S_Z dZ + (D_W - S_W)^{-1} D_X dX \quad (4.5)$$

$$dL = D_W (D_W - S_W)^{-1} (S_Z dZ + D_X dX) + D_X dX \quad (4.6)$$

It follows that

$$\begin{aligned} dW'dL &= (dZ'S'_Z + dX'D'_X) (D_W - S_W)^{-1} D_W (D_W - S_W)^{-1} (S_Z dZ + D_X dX) \\ &\quad + (dZ'S'_Z + dX'D'_X) (D_W - S_W)^{-1} D_X dX. \end{aligned} \quad (4.7)$$

Stability of demand ($dX = 0$) implies

$$dW'dL = dZ'S'_Z (D_W - S_W)^{-1} D_W (D_W - S_W)^{-1} S_Z dZ \quad (4.8)$$

which is a quadratic form in the $k \times 1$ vector $(D_W - S_W)^{-1} S_Z dZ$. The fact that D_W is negative definite and $dX = 0$ imply together that $dW'dL \leq 0$. Changes in relative wages and changes in relative employment should be negatively correlated under these conditions.

4.4.2 Non-clearing labor markets with rigid wages: Pigou

We now modify the Katz-Murphy framework to allow for excess labor supply due to wage rigidities, with $L = \min(L^D, L^S) = L^D$ the working assumption. Note that if labor supply is inelastic, the change of the market-clearing wage W^* is given by

$$dW^* = D_W^{-1}(dL^S - D_X dX). \quad (4.9)$$

Let wages observed in the market be a weighted sum of changes in market-clearing wages and current (rigid) levels, \bar{W} . Then the change in observed wages is:

$$dW = (1 - \phi)dW^* + \phi d\bar{W}, \quad (4.10)$$

where the scalar ϕ operationalizes the notion of wage rigidity; $\phi = 0$ corresponds to the market-clearing or Marshallian paradigm of the previous section and $\phi = 1$ represents the case of complete wage rigidity. If firms are on the short side of the market, then $L = L^D < L^S$ and

$$dL = dL^D = (1 - \phi)d\bar{L}^S + \phi D_W d\bar{W} - \phi D_X dX \quad (4.11)$$

and

$$dW = (1 - \phi)D_W^{-1}d\bar{L}^S - (1 - \phi)D_W^{-1}D_X dX + \phi d\bar{W}. \quad (4.12)$$

The level of involuntary unemployment U is given by $U = \bar{L}^S - L^D$. Changes in labor supply and constant population of working age is $d\bar{L}^S$; changes in unemployment dU , are

$$dU = \phi d\bar{L}^S - \phi D_W d\bar{W} - \phi D_X dX \quad (4.13)$$

and change in labor force participation dP at given demographics simply equals $d\bar{L}^S$.

Just as in Section 4.4.1, the analysis can be extended to the case of endogenous labor supply. We continue to model wages as in (4.10): The change in participation is given by

$$dP = dL^S = S_W dW + S_Z dZ \quad (4.14)$$

$$= S_W \left[(1 - \phi)(D_W - S_W)^{-1}(S_Z dZ + D_X dX) + \phi d\bar{W} \right] + S_Z dZ, \quad (4.15)$$

so

$$\begin{aligned} dW' dP &= \left[(1 - \phi)(dZ' S_Z' + dX' D_X')(D_W - S_W)^{-1} S_W' + \phi d\bar{W}' S_W' + dZ' S_Z' \right] \\ &\times \left[S_W \left[(1 - \phi)(D_W - S_W)^{-1}(S_Z dZ + D_X dX) + \phi S_W d\bar{W} \right] + S_Z dZ \right]. \end{aligned} \quad (4.16)$$

If both labor demand and supply are stable in the period considered ($dX = 0, dZ = 0$), then

$$dW'dP = \phi^2 d\bar{W}' S_W' S_W d\bar{W} > 0, \quad (4.17)$$

which is a quadratic form in the positive definite matrix S_W . As wage rigidity disappears ($\phi \rightarrow 0$), $dW'dP$ approaches zero. In the rigid wage case with wage shocks operative, relative wages and relative participation should co-vary positively.

Suppose instead that shocks to wage rigidity are absent $d\bar{W} = 0$ and labor demand is stable $dX = 0$, but labor supply shocks are nonzero ($dZ \neq 0$). Then

$$dW'dP = dZ' S_Z' \left[(1 - \phi) (D_W - S_W)^{-1} S_W + I \right]' \left[(1 - \phi) S_W (D_W - S_W)^{-1} + I \right] S_Z dZ > 0 \quad (4.18)$$

which is a quadratic form in the identity matrix, which is also positive definite. In the rigid wage case with labor supply shocks, wages and participation are still positively correlated.

Now consider the effects of exogenous shifts in wages $d\bar{W}$ and labor supply dZ . Seen from this perspective, the primary effect of the Hartz reforms was to reduce the availability, the duration and generosity of unemployment benefits for those who are actively seeking work in the sense of the International Labor Organization: $db < 0$. In the first instance this would be expected to lower the fallback position of unions in wage bargaining and induced $d\bar{W} < 0$. At the same time it should reduce labor force participation, while reducing wages and increasing employment. In the language of our model: $dW < 0$, $dL > 0$, while $dP < 0$. It follows immediately that $dW'dP > 0$ but $dW'dL < 0$. In contrast to the market clearing case, changes in relative wages and changes in relative labor force participation should be positively correlated under these conditions.

4.4.3 Search and matching with a participation margin

Pissarides's (1985, 2000) model of search and matching offers a third perspective of the labor market impact of the Hartz reforms. Given the widespread use of this framework in macro and labor, it is important to address this perspective as well, although it is not based on neoclassical production in the strict sense. In this section we sketch a simple search-and-matching model that captures central elements of the Hartz reforms:

- 1) A comprehensive, efficiency-enhancing reform of employment agencies (Hartz Law III) and
- 2) a sharp reduction of unemployment benefits (Hartz IV).¹¹

The labor market is comprised of risk-neutral workers of working age in three states with mass

¹¹A more detailed exposition of the model can be found in the Appendix 4.B. Aspects of Hartz I and II (public service agencies (PSAs), deregulation of temporary help agencies, minijobs, etc.) are ignored.

normalized to unity: unemployment (u), nonparticipation (ℓ), and employment ($1 - u - \ell$).¹² Risk-neutral firms produce value added p under constant returns to scale and require one worker who is paid wage w . To locate an unemployed worker, firms can enter the labor market costlessly and post vacancies at periodic cost c ; their mass is v . Unemployed workers have a monetary equivalent utility level b , standing for benefits paid to unemployed workers according to the ILO definition. Payoffs occur at the end of the period and are discounted at rate r . The single labor market friction in this model is the finite arrival rate of productive matches due to a constant returns function $Ax(u, v)$. The arrival rate of matches to firms posting vacancies is $q(\theta) = Ax(\theta, 1)$ and that for workers is $A\theta q(\theta)$, where $\theta = v/u$ is labor market tightness. Jobs separate with exogenous probability s . Let the prime ' indicates the values in the next period. Worker valuations of ILO unemployment (U) and employment (W) are

$$W = \frac{w}{1+r} + \frac{sU'}{1+r} + \frac{(1-s)W'}{1+r} \quad (4.19)$$

$$U = \frac{b}{1+r} + \frac{\theta q(\theta)W'}{1+r} + \frac{(1-\theta q(\theta))U'}{1+r} \quad (4.20)$$

and firm valuations of an open vacancy (V) and a filled job (J) are:

$$J = \frac{p-w}{1+r} + \frac{sV'}{1+r} + \frac{(1-s)J'}{1+r} \quad (4.21)$$

$$V = -\frac{c}{1+r} + \frac{q(\theta)J'}{1+r} + \frac{(1-q(\theta))V'}{1+r} \quad (4.22)$$

The wage is determined at the match level by Nash bargaining and takes the form

$$w = \underset{w}{\operatorname{argmax}} (W - U)^\beta (J - V)^{(1-\beta)}, \quad (4.23)$$

where worker bargaining power $\beta \in [0, 1]$. Unemployment follows the differential equation in time (t) $\frac{du}{dt} = s(1 - u - \ell)$. The condition for constant unemployment ($\frac{du}{dt} = 0$) implies:

$$s(1 - u - \ell) = \theta q(\theta), \quad (4.24)$$

and a free entry condition $V = 0$ fixes the supply of vacancies and closes the model. In addition, in the steady-state, $W = W'$, $U = U'$, $J = J'$ and $V = V'$. The wage is then given by

$$w = (1 - \beta)b + \beta(p + \theta c). \quad (4.25)$$

A participation margin determines the size of the labor force. Workers on the interval $\ell \in [0, 1]$ differ according to valuation of leisure; the periodic monetary value of nonparticipation

¹²Our analysis is similar to that of Pissarides (2000, Chapter 7).

ϵ is distributed according to the cdf $G(\epsilon)$. They compare this flow value of non-participation with that of an unemployed worker rU , and can move frictionlessly between the two states. The marginally indifferent worker determines the mass of workers who withhold their labor supply:

$$\epsilon^* = rU = b + \frac{\beta\theta c}{1-\beta} \quad (4.26)$$

The mass of nonparticipating workers thus consists of those with valuations of leisure higher $1 - G(b + \frac{\beta\theta c}{1-\beta})$.

Constant returns in matching and production plus the free entry assumption delivers constant return to scale in the labor force. As in the original two-state model, the wage, labor market tightness, unemployment, and participation are determined, as is the steady state value of unemployment. Changing the valuation of participation margin itself, *ceteris paribus*, has no effect on the unemployment rate, labor market tightness or the real wage in the steady state. It will affect GDP per capita, however. If we think of the Hartz III reform as an increase in the effectiveness of job matching (an increase in matching efficiency A) and Hartz IV as a cut in the duration, eligibility and generosity of unemployment benefit (reduction in b) and in the value of non-participation by increasing work requirement for welfare (the merging of *Sozialhilfe* with *Arbeitslosenhilfe*), comparative statics analysis presented in the Appendix predict the following effects:

Table 4.8: Comparative statics in the Pissarides model with a participation margin

	Effect on				
	θ	f	w	u	$(1 - \ell)$
Hartz III: Improved matching efficiency ($dA > 0$)	+	+	+	?	+
Hartz IV: Reductions of unemployment benefits ($db < 0$)	+	+	?	-	?
Memo: Reduction of worker bargaining power ($d\beta < 0$)	+	+	?	?	?

The model's predictions can be summarized as follows: an increase in matching efficiency associated with Hartz III (A) increases labor market turnover at any given level of tightness and the attractiveness of posting vacancies, further raising tightness. While the outflow rate into employment rises unambiguously, the effect on wages is also positive, because the worker's fallback position has improved. Labor force participation increases unambiguously, but unemployment may rise or fall, depending on the extent of job creation. Cuts in unemployment benefits (b), in the first instance, reduce the fallback of workers and increase surplus to firms, leading to more vacancy posting at any level of unemployment, more labor tightness, and a higher job finding rate. Higher tightness, however, raises the fallback of firms, so the net effect on wages is ambiguous. Lower unemployment benefits reduce unemployment unambiguously, but the effects on non-participation and therefore on employment are uncertain. Because union moderation is frequently discussed in the German context, the predicted effects of a general

weakening of worker bargaining strength (β) are presented for comparison. In the Pissarides model, an exogenous reduction in worker power unambiguously increases labor market tightness and the job finding rate. At the same time, lower bargaining power has ambiguous effects on wages, unemployment and participation. Note that the separation rate s is assumed exogenous and thus unaffected by these comparative statics experiments by construction.

4.5 Comparing Models with German Data

Sections 2 and 3 established that the outsize changes in the German labor market – increasing employment, increasing wage dispersion, increasing labor force participation, and declining unemployment – began in 2003–2005. The candidate cause of changes we identify is the Hartz reforms. These reforms have three potential mechanisms:

- 1) **An outward shift of labor supply given wages.** Hartz IV and to some extent Hartz III lifted the extensive labor supply margin for neoclassical reasons. The aggregate willingness of workers to supply labor at given wages increased due to stricter work requirement associated with unemployment benefits and receipt of social welfare, the increased effectiveness of the labor offices, and a reduction in non-labor income associated with benefit reductions. In the model of Section 4.4.1, the exogenous cause is $d\bar{L}^S > 0$.
- 2) **Reduced fallback of workers.** A second transmission channel is the effect of the Hartz reforms workers' fallback position in wage bargaining. By reducing the lower bound of the bargaining set, collective and individual bargaining incorporated a lower threat point for workers. This explains the accommodative stance of unions and the increasing acceptance of decentralized bargaining and wage outcomes especially in the lower percentiles of the wage distribution. In the rigid-wage model of Section 4.4.2, this corresponds to $d\bar{W} < 0$; in the Pissarides model this is either $db < 0$ or $d\beta < 0$.
- 3) **Increased turnover and job placement.** A third channel of the Agenda 2010 reforms is a regime shift by way of the Hartz III law, which introduced modern service-oriented job placement services for job seekers. Many authors have stressed the increased outflow rates associated with restructuring of the *Arbeitsämter* (employment offices) and the streamlining and digitalization of employment offers (Fahr and Sunde 2009, Klinger and Rothe 2012, Launov and Wälde 2016).

The three models presented in Section 4.4 will help us understand these effects, or at least model these reforms explicitly. How do the models perform in capturing other salient features of the data during the pre- and post-reform period? In this section we present evidence on two alternative accounts of the impact of the Hartz reforms. The first contrasts a market clearing

(Marshallian) perspective of the labor market with one in which labor market rigidities (à la Pigou) are induced by institutional features – in particular collective bargaining. In a second comparison, we pit the static view of the labor market against one in which labor markets are characterized by large flows associated with state transitions (search and matching approach).

4.5.1 Marshall v. Pigou: The role of wage rigidities

A central point of contention in the debate surrounding the effects of the Hartz reforms is whether they really induced increases in labor supply in the face of stable demand, leading to more employment and more dispersed wages. Alternative hypotheses are that demand shifts predominated, or that market clearing as a maintained hypothesis in a misleading description of labor markets and that the shift in wages was rather due to an exogenous collapse of union power, or an exogenous increase in local wage flexibility (Dustmann, et al. 2014), for example. In the following, we use the framework of Katz and Murphy (1992) to evaluate this issue. Using the results from Section 4.4.1, the "stable demand hypothesis" allows us to evaluate the supply shift between year t and year τ to the extent that the following inequality holds:

$$(W_t - W_\tau)'(L_t - L_\tau) < 0, \forall \tau > t \quad (4.27)$$

Table 4.9 presents cross-cell correlations between relative hourly wage changes and relative employment changes between four different time intervals defined by five years surrounding the years 1995, 2000, 2005, and 2010. The left part, panel a), examines the same correlations for a smaller set of cells defined on the basis of age (10x), region (2x), and gender (2x). It also stratifies the sample by East versus West, and male versus female. It is important to emphasize that wage convergence between Eastern and Western Germany continued until the mid-2000s so that the underlying behavior of the two regions is likely to be different. In the second part of Table 4.9, panel b, we expand the number of cells to include educational qualification.

The negative correlations can be interpreted as a movement along a negatively sloped labor demand curve. In all cases, the empirical evidence supports the stable demand hypothesis for German employment, as changes of wages and employment co-vary negatively and significantly in the period 2003–2010.

A negative correlation between relative wage and employment changes is consistent with positive labor supply shifts in a market clearing model; but it is also consistent with exogenous wage moderation in a non-market clearing model. Furthermore, a reduction of rigid wages in a standard model of labor demand should lead to an increase in employment and a negative correlation. Section 4.4.2 developed the basis for an additional implication of the model: the correlation between changes in wages and labor force participation across cells.

As a maintained hypothesis, suppose that demand shocks are negligible ($dX \approx 0$), wage

Table 4.9: Correlation of changes in relative wages with changes in relative employment (1993–2014)

a) age-gender-region cells					b) age-gender-region-qualification cells				
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Germany	1995	0.16	0.04	-0.14	Germany	1995	-0.16 (96)	-0.18 (96)	-0.17 (107)
	2000		-0.46	-0.57		2000		-0.22 (106)	-0.37 (108)
(n=37)	2005			-0.66		2005			-0.43 (111)
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Western	1995	0.10	0.33	0.46	Western	1995	-0.29 (61)	-0.23 (61)	-0.10 (61)
Germany	2000		0.4	0.52	Germany	2000		0.21 (67)	-0.34 (67)
(19)	2005			-0.28		2005			-0.43 (69)
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Western	1995	0.14	0.1	0.74	Western	1995	-0.07 (33)	-0.01 (33)	0.20 (33)
German	2000		0.2	-0.26	German	2000		-0.12 (34)	-0.00 (34)
Men (9)	2005			-0.61	Men	2005			-0.36 (35)
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Western	1995	0.18	0.51	0.61	Western	1995	-0.46 (28)	-0.49 (28)	-0.37 (28)
German	2000		0.59	0.75	German	2000		-0.26 (33)	-0.44 (33)
Women (10)	2005			-0.32	Women	2005			-0.48 (34)
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Eastern	1995	0.28	-0.32	-0.85	Eastern	1995	0.23 (35)	0.08 (35)	-0.20 (36)
Germany	2000		-0.54	-0.87	Germany	2000		-0.21 (39)	-0.47 (41)
(18)	2005			-0.85		2005			-0.50 (42)
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Eastern	1995	-0.69	-0.57	-0.88	Eastern	1995	0.29 (20)	-0.03 (19)	-0.49 (20)
German	2000		0.03	-0.80	German	2000		-0.17 (20)	-0.56 (21)
Men (9)	2005			-0.85	Men	2005			-0.45 (21)
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Eastern	1995	0.66	-0.23	-0.88	Eastern	1995	0.27 (15)	0.45 (16)	0.43 (16)
German	2000		-0.66	-0.89	German	2000		-0.22 (19)	-0.41 (20)
Women (9)	2005			-0.88	Women	2005			-0.53 (21)

Note: Table a) – Balanced panel, cell categories by age group, region, and gender. Table b) – Unbalanced panel, cell categories by qualification, age group, region, and gender. Number of observations in parenthesis. Source: SIAB, and GSOEP, authors' calculations.

rigidity shocks are relevant ($\phi > 0$) and that wage rigidity shocks and labor supply shocks are uncorrelated. If wage rigidity shocks dominate ($d\bar{L}^S \approx 0, d\bar{W} > 0$), it follows that $dW'dP > 0$ i.e. that relative participation and relative wages are positively correlated. In contrast, if labor supply shocks of the type studied are important in the period under consideration ($d\bar{L}^S > 0, d\bar{W} \approx 0$), then $dW'dP < 0$.¹³

To summarize, the stable labor demand hypothesis and market clearing imply jointly that $(W_t - W_\tau)'(L_t - L_\tau) < 0$ and $(W_t - W_\tau)'(P_t - P_\tau) < 0$ between years t and τ . In contrast, stable demand and supply with exogenous variability of wage rigidity only implies $(W_t - W_\tau)'(L_t - L_\tau) < 0$.¹⁴

In Table 4.10 we present evidence on the correlation of wage changes and participation

¹³In the absence of other restrictions, coincidence of labor supply and wage rigidity shocks $d\bar{L}^S \neq 0, d\bar{W} \neq 0$ would unravel our identification strategy.

¹⁴Assuming, of course, that labor supply shocks are zero or uncorrelated with the shocks to wage rigidity.

changes, measured in relative terms. To this end it was necessary to construct a measure of labor force participation – hours potentially supplied by persons in the labor force as defined by the International Labor Organisation (ILO): the sum of persons in employment and unemployment. For Germany, labor force data are published annually by the Federal Office of Statistics (destatis) based on the German micro census. It contains aggregates by age groups in five year intervals from 15–65, by gender, and by region in Eastern and Western Germany.¹⁵ Corresponding grouped hourly wages are available in the synthetic panel based on the SIAB and the GSOEP data. The relative labor force in hours is a measure of the total potential of labor supply in the economy. In the following, the weighting method is described. First, the labor force as number of individuals is multiplied by average weekly working hours based on the GSOEP. Second, the labor force in hours p_{it} is relative to total sum of labor force in hours in each year t , weighted by the average relative wage ω_{it} .¹⁶

$$\pi_{it} = \frac{p_{it} \cdot \omega_{it}}{\sum_{i=1}^N (p_{it} \cdot \omega_{it})} \quad (4.28)$$

To abstract from business cycles, we take averages of the following time periods:

1995: 1993-1998 **2000:** 1999-2003 **2005:** 2004-2008 **2010:** 2009-2014.

For averages of these time intervals, we take the first differences in levels of the variables relative hourly wages and the relative labor force in hours.

Table 4.10 presents the evidence for our dataset and shows that the data for Germany are consistent with predominantly positive labor supply shocks in a Marshallian market-clearing setting. The negative correlations after 2003 in Germany indicate a sign reversal. The decomposition in Table 4.1 indicate that this shock is directly associated with the first-order effect of the Hartz reforms, an increase in participation margins at given population of working age.

4.5.2 Marshall v. Pissarides: The role of labor market frictions

Finally, we examine the implications of the Hartz reforms through the lens of the Pissarides (2000) model. Because there are insufficient observations to estimate the model we will restrict our attention to some general implications of the model derived in Section 4.4.3. There, we showed that the search and matching model generates both unambiguous and ambiguous predictions. Focusing on the Hartz reforms and the period following 2003, the model predicts

¹⁵There is a structural break in 2005 for the variables of the micro census by region: Before 2005, West-Berlin is considered as part of Western Germany. After 2005, West-Berlin is considered as part of Eastern Germany.

¹⁶The average relative wage is defined as $\omega_{it} = w_{it} / (\sum_{t=1}^T (\gamma_{it} / T) \cdot \sum_{i=1}^N (w_{it} / N))$, which is weighted by the relative employment $\gamma_{it} = L_{it} / \sum_{i=1}^N L_{it}$.

Table 4.10: Correlation of changes in relative hourly wages with changes in relative labor force in hours (1993–2014)

a) age-gender-region cells		2000	2005	2010
All (n=36)	1995	0.15	-0.23	-0.60
	2000		-0.16	-0.54
	2005			-0.65
Males (n=18)	1995	-0.33	-0.25	-0.67
	2000		-0.06	-0.72
	2005			-0.85
Females (n=18)	1995	0.52	-0.33	-0.59
	2000		-0.22	-0.51
	2005			-0.62

Note: There is a structural break in 2005 for the variables of the micro census by region: Before 2005, West-Berlin is considered as part of Western Germany. Since 2005, West-Berlin is considered as part of Eastern Germany.

Source: SIAB, Destatis, and GSOEP, authors' calculations.

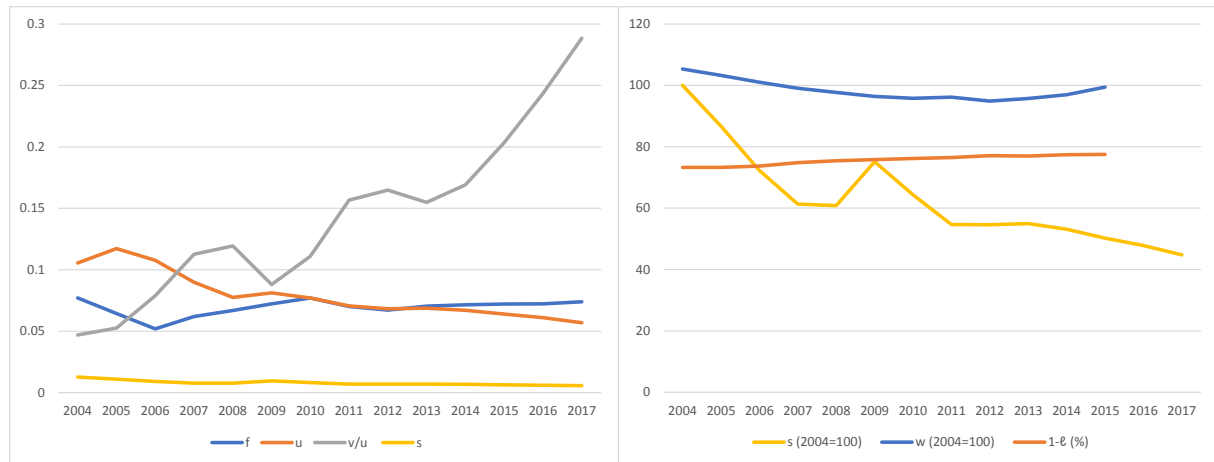
an unambiguous increase in labor tightness (θ) and job finding rate (f). The effect on real wages is positive on the one hand, because increased matching efficiency (Hartz III) increases labor market tightness, yet unambiguous because reduced unemployment benefits and fallback position for workers (Hartz IV) imply lower wages, even accounting for the increased labor market tightness. To the extent that posted vacancies and labor demand rise sharply, the latter effect could dominate. The impact of the Hartz reforms on unemployment and labor force participation are similarly ambiguous: Reducing unemployment benefits reduces unemployment but may increase or decrease labor market participation; raising matching efficiency increases the value of participation.

In Figure 4.4 we present the most important empirical counterparts to the model. Figure 4.4a) presents the job finding rate (f), the unemployment rate (u), the labor market tightness measure ($\theta = v/u$), and the separation rate into unemployment (s). The most salient change of all is the decline in s . In the standard Pissarides model this is an exogenous factor and in the Mortensen-Pissarides variant thereof (Pissarides 2000, Chapter 2) it is driven by the shape of the distribution function of productivities. There is little to suggest that this distribution has changed.

When confronted with the data, the Pissarides model exhibits a number of shortcomings that, without further modifications, make it unsuitable for studying the Hartz reform episode. First, the decline in wages seems inconsistent with the 500 percent increase in the labor tightness indicator since 2004. While it would be possible to parametrize this insensitivity, it would require very weak worker bargaining power. Second, the model predicts an increase in labor force participation but is ambiguous on the path of unemployment. Finally, the most remarkable fact of all: the separation rate s , a parameter in the Pissarides model and generally considered

Figure 4.4: Search and matching indicators for Germany since 2004:

a) Finding rate (f), unemployment rate (u), labor market tightness (v/u) and separation rate (s) b) Separation rate (s), real hourly wage (w), and labor force participation ($1 - \ell$)



Note: The finding rate (f), the separation rate (s), and the unemployment rate (u) are defined by German social security law (SGB). In the second panel, s and the real wage w are expressed as indexes (2004 = 100). The real hourly wage index is based on the SIAB-GSEOP synthetic panel, deflated by CPI, and excludes all forms of marginal employment. Labor force participation ($1 - \ell$) is based on the micro census and includes unemployed by ILO definition.

Source: Federal Employment Agency (BA), Destatis, SIAB, and GSEOP, authors' calculations.

relatively stable over the cycle, has declined since 2004 by more than half. This unusual empirical development – a secularly declining reluctance of firms in Germany to separate from workers – contradicts popular portrayals of increasing precariousness of employee relationships. The Mortensen-Pissarides modification (Pissarides 2000, Chapter 2) which endogenizes the separation rate pushes back the determinants to a lower incidence of productivity shocks or unemployment benefits, would have a better chance of capturing this interesting fact.

4.6 Conclusion

Two important findings characterize our study of the German labor market turnaround since 2005. First, part-time employment played an outsize role in reallocating a modest increase of total hours worked over a large number of new workers, leading to significant net employment growth. Until 2010, part-time work accounted for all employment growth; since then, full-time employment has increased more rapidly. In the most recent recovery, part-time employment represented a new and important adjustment mechanism for the German labor market. Second, the pattern of wage and employment correlations changed around the Hartz reforms in a way that is most consistent with a market-clearing model of labor demand and supply. To study this, we adapt three models that examine the labor market as the outcome of either market clearing, non-clearing due to wage rigidity, or search and matching. To this end we adapt Katz

and Murphy's (1992) framework to study the sources of employment growth in full-time and part-time employment as well as examined a modified version of Pissarides (2000). Our findings indicate a flip in the correlation between changes in wages and employment following the Hartz reforms in 2003–2005. Before 2003, employment levels across cells declined while real median wages increased. After 2005, wages decreased and employment rose. Cells with slower median wage growth experienced expansion of employment when compared with cells of slower wage growth. This reversal appears to begin between 2003 and 2005.

The weight of the evidence presented in this paper thus lends support to the hypothesis that the German labor market was dominated by labor supply shifts after 2003, and that these shifts reflected increases in labor force participation at given demographic determinants of labor supply. In contrast, East Germany behaves somewhat differently, and it would appear erroneous to treat the two regions as a single labor market. Confounding demand factors – such as the ongoing industrial restructuring of the post-unification economy – is likely to have influenced the evolution of wages and employment in Eastern Germany. Structural change following unification and significant migration flows to the West are just two factors that could have affected local labor demand and supply differently. Future research should direct more attention to understanding how employment, wages and participation differed across specific demographic groups in the two regions.

Appendix

4.A Decomposition of total hours into full-time and part-time hours: A shift-share approach

Hours H are decomposed into full-time F and part-time P hours as follows:

$$\begin{aligned} H_t &= F_t + P_t \\ &= \frac{F_t}{L_t^F} L_t^F + \frac{P_t}{L_t^P} L_t^P \end{aligned}$$

where the L 's are the workers employed at full and part-time. Take first differences of H and rewrite:

$$\begin{aligned} H_t - H_{t-1} &= \frac{F_t}{L_t^F} L_t^F - \frac{F_{t-1}}{L_{t-1}^F} L_{t-1}^F + \frac{P_t}{L_t^P} L_t^P - \frac{P_{t-1}}{L_{t-1}^P} L_{t-1}^P \\ &= \frac{F_t}{L_t^F} L_t^F - \frac{F_t}{L_t^F} L_{t-1}^F + \frac{F_t}{L_t^F} L_{t-1}^F - \frac{F_{t-1}}{L_{t-1}^F} L_{t-1}^F \\ &\quad + \frac{P_t}{L_t^P} L_t^P - \frac{P_t}{L_t^P} L_{t-1}^P + \frac{P_t}{L_t^P} L_{t-1}^P - \frac{P_{t-1}}{L_{t-1}^P} L_{t-1}^P \\ &= \frac{F_t}{L_t^F} (L_t^F - L_{t-1}^F) + \left(\frac{F_t}{L_t^F} - \frac{F_{t-1}}{L_{t-1}^F} \right) L_{t-1}^F \\ &\quad + \frac{P_t}{L_t^P} (L_t^P - L_{t-1}^P) + \left(\frac{P_t}{L_t^P} - \frac{P_{t-1}}{L_{t-1}^P} \right) L_{t-1}^P \end{aligned}$$

So we have

$$H_t - H_{t-1} = \left(\frac{F_t}{L_t^F} \right) \Delta L_t^F + L_{t-1}^F \Delta \left(\frac{F_t}{L_t^F} \right) + \left(\frac{P_t}{L_t^P} \right) \Delta L_t^P + L_{t-1}^P \Delta \left(\frac{P_t}{L_t^P} \right).$$

This decomposition works by construction; it must add up. The change in total hours over the interval is decomposed into 1) the change in full-time workers weighted by the average hours worked by a full-time worker in period t ; 2) the change in the hours per full-time worker, weighted by the number of full-time workers in $t - 1$; 3) the change in part-time workers weighted by the average hours worked by a part-time worker in period t ; 4) the change in hours per part-time worker, weighted by the number of part-time workers in $t - 1$.

4.B Pissarides (2000) with a participation margin

Basic structure and continuation values

The mass of total working population is fixed at 1. There are three states: unemployment (u), nonparticipation (ℓ) and employment ($1 - u - \ell$). The decision to enter or exit the labor force is a relevant margin, unlike the standard Pissarides model. When out of the labor force, the worker receives monetary equivalent $b\varepsilon$ at the end of each period. This valuation is distributed across the working age population $[0, 1]$ according to a cdf $G(\varepsilon)$. b is the unemployment benefit paid to those searching for work (*Arbeitslosengeld I*), and ε is the value of being outside of the labor force - leisure, value of education, social welfare (*Arbeitslosengeld II*), plus cost of active job search.

First we study the sub-system of participation. The continuation values of the two participating states for workers are:

$$\begin{aligned} W &= \frac{w}{1+r} + \frac{sU'}{1+r} + \frac{(1-s)W'}{1+r} \\ U &= \frac{b}{1+r} + \frac{\theta q(\theta)W'}{1+r} + \frac{(1-\theta q(\theta))U'}{1+r} \end{aligned}$$

and for firms:

$$\begin{aligned} J &= \frac{p-w}{1+r} + \frac{sV'}{1+r} + \frac{(1-s)J'}{1+r} \\ V &= -\frac{c}{1+r} + \frac{q(\theta)J'}{1+r} + \frac{(1-q(\theta))V'}{1+r} \end{aligned}$$

The wage is determined by Nash bargaining:

$$w = (1 - \beta) b + \beta (p + \theta c)$$

and a free entry condition for vacancy posting:

$$V = 0.$$

The condition for constant unemployment ($du = 0$) :

$$s(1 - u - \ell) - \theta q(\theta)u = 0$$

completes the model. The unemployment rate is $u = \frac{s(1-\ell)}{s+\theta q(\theta)}$, where nonparticipation ℓ remains to be determined.

Equilibrium

In steady-state equilibrium, $W = W'$, $U = U'$, $J = J'$ and $V = V'$. The firm's valuation equations for the two states plus the free entry condition $V = 0$ imply $J = \frac{c}{q(\theta)} = \frac{p-w}{r+s}$; labor market tightness θ is fully determined by model parameters and the matching function according to

$$q(\theta) = \frac{c(r+s)}{p-w} = \frac{c(r+s)}{(1-\beta)(p-b) - \beta\theta c}.$$

The continuation value rU can be solved from the steady state conditions above as

$$\begin{aligned} rU &= \frac{\theta q(\theta)w + (r+s)b}{r+s+\theta q(\theta)} \\ &= \frac{\theta q(\theta)w - \theta q(\theta)b + \theta q(\theta)b + (r+s)b}{r+s+\theta q(\theta)} \\ &= \frac{\theta q(\theta)(w-b)}{r+s+\theta q(\theta)} + b \end{aligned}$$

Following Pissarides (2000), substitute for $q(\theta)$ using the "VS-curve" $q(\theta) = \frac{c(r+s)}{p-w} \implies \frac{q(\theta)(p-w)}{c} = (r+s)$ and substituting out the wage $w = (1-\beta)b + \beta(p+\theta c)$:

$$\begin{aligned} rU &= b + \frac{\theta q(\theta)(w-b)}{\frac{q(\theta)(p-w)}{c} + \theta q(\theta)} \\ &= b + \frac{\theta(w-b)c}{p-w+\theta c} \\ &= b + \frac{\beta(p-b+\theta c)\theta c}{(1-\beta)(p-b+\theta c)} \\ rU &= b + \frac{\beta c}{1-\beta}\theta. \end{aligned}$$

Modeling the Participation Margin

The key difference to the original Pissarides (2000) model is the state of nonparticipation ℓ , the mass of workers that are neither employed nor unemployed and searching. We now modify the model in the spirit of Pissarides (2000, Chapter 7); in the original model $\ell = 0$. We model stock equilibrium between states of nonparticipation and unemployment, effectively setting the friction between the states to zero.¹⁷ The collective outcome is indifference at the margin between participation and unemployment for the marginal worker with identity $\ell \in [0, 1]$ that

¹⁷An alternative assumption is that new entrants face probability of employment $\frac{e}{1-\ell}$ and of unemployment $\frac{u}{1-\ell}$. While plausible, this variant is algebraically more challenging and does not add to the qualitative conclusions.

satisfies

$$\varepsilon = rU = b + \frac{\beta c}{1 - \beta} \theta$$

and thus

$$\ell = 1 - G(\varepsilon) = 1 - G\left(b + \frac{\beta c}{1 - \beta} \theta\right)$$

Workers with the lowest value of ℓ have the highest value of ε and are least likely to participate. Note that the right hand side is either parametric to the model (b, β, c) or is endogenous and determined by the free entry and zero profit condition on vacancies (θ) . We will consider comparative-static changes in parameters b, β , and A . For this reason b should be considered as the monetary periodic flow value to job searchers *relative* to ε . Evidently, because $\frac{\beta c}{1 - \beta} \theta > 0$, $\varepsilon > b$ will hold for the indifferent individual.

Denoting the density corresponding to G by g , the comparative statics results are as follows: For matching efficiency (A):

$$\begin{aligned} \frac{\partial \theta}{\partial A} &> 0 \text{ unambiguously;} \\ \frac{\partial f}{\partial A} &= \frac{\partial [\theta q(\theta)]}{\partial A} > 0 \text{ unambiguously;} \\ \frac{\partial w}{\partial A} &= \frac{\partial [(1 - \beta)b + \beta(p + \theta c)]}{\partial A} = \beta c \frac{\partial \theta}{\partial A} > 0 \text{ unambiguously;} \\ \frac{\partial u}{\partial A} &= \frac{\partial \frac{s(1 - \ell)}{s + \theta q(\theta)}}{\partial A} = \underbrace{\frac{-s}{s + \theta q(\theta)} \frac{\partial \ell}{\partial A}}_{>0 \text{ (participation effect)}} - \underbrace{\frac{s(1 - \ell)}{[s + \theta q(\theta)]^2} \frac{\partial (\theta q(\theta))}{\partial \theta}}_{<0 \text{ (employment effect)}} \leq 0; \\ \frac{\partial \ell}{\partial A} &= \frac{\partial}{\partial A} \left[1 - G\left(b + \frac{\beta c}{1 - \beta} \theta\right) \right] = -g \cdot \frac{\beta c}{1 - \beta} \frac{\partial \theta}{\partial A} < 0 \text{ unambiguously.} \end{aligned}$$

For unemployment benefits received by active searchers (b):

$$\begin{aligned} \frac{\partial \theta}{\partial b} &< 0 \text{ unambiguously;} \\ \frac{\partial f}{\partial b} &= \frac{\partial [\theta q(\theta)]}{\partial b} < 0 \text{ unambiguously;} \\ \frac{\partial w}{\partial b} &= \frac{\partial [(1 - \beta)b + \beta(p + \theta c)]}{\partial b} = \underbrace{(1 - \beta)}_{>0 \text{ (fallback}\uparrow)} + \underbrace{\beta \frac{\partial \theta}{\partial b}}_{<0 \text{ (tightness}\downarrow)} \leq 0; \\ \frac{\partial u}{\partial b} &= \frac{\partial \frac{s(1 - \ell)}{s + \theta q(\theta)}}{\partial b} = \underbrace{\frac{-s}{s + \theta q(\theta)} \frac{\partial \ell}{\partial b}}_{>0 \text{ (participation effect)}} - \underbrace{\frac{s(1 - \ell)}{[s + \theta q(\theta)]^2} \frac{\partial (\theta q(\theta))}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial b}}_{>0 \text{ (employment effect)}} > 0; \\ \frac{\partial \ell}{\partial b} &= \frac{\partial}{\partial b} \left[1 - G\left(b + \frac{\beta c}{1 - \beta} \theta\right) \right] = \underbrace{-g}_{<0 \text{ participation}} + \underbrace{g \frac{\beta c}{1 - \beta} \frac{\partial \theta}{\partial b}}_{<0 \text{ tightness}} \leq 0. \end{aligned}$$

For worker/union bargaining power (β):

$$\frac{\partial \theta}{\partial \beta} < 0 \text{ unambiguously;}$$

$$\frac{\partial f}{\partial \beta} < 0 \text{ unambiguously;}$$

$$\frac{\partial w}{\partial \beta} = \frac{\partial [(1 - \beta) b + \beta (p + \theta c)]}{\partial \beta} = \underbrace{(p - b)}_{>0 \text{ (surplus share}\uparrow)} + \underbrace{\beta \frac{\partial \theta}{\partial \beta}}_{<0 \text{ (tightness}\downarrow)} \leq 0;$$

$$\frac{\partial u}{\partial \beta} = \frac{\partial \frac{s(1-\ell)}{s+\theta q(\theta)}}{\partial \beta} = \underbrace{-\frac{s}{s+\theta q(\theta)} \frac{\partial \ell}{\partial \beta}}_{\leq 0 \text{ participation effect}} - \underbrace{\frac{s(1-\ell)}{[s+\theta q(\theta)]^2} \frac{\partial f}{\partial \theta} \frac{\partial \theta}{\partial \beta}}_{>0 \text{ (job loss effect)}} \leq 0;$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell}{\partial \beta} &= \frac{\partial \left[1 - G\left(b + \frac{\beta c}{1-\beta} \theta\right) \right]}{\partial \beta} = -g \cdot \frac{\partial \left[\frac{\beta c}{1-\beta} \theta \right]}{\partial \beta} \\ &= \underbrace{-g \cdot \frac{\theta c(2-\beta)}{1-\beta}}_{<0 \text{ participation effect}} + \underbrace{-g \cdot \frac{\beta c}{1-\beta} \frac{\partial \theta}{\partial \beta}}_{>0 \text{ tightness effect}} \leq 0. \end{aligned}$$

Kapitel 5

Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz

Burda, M. C., Seele, S. (2017). Das deutsche Arbeitsmarktwunder: Eine Bilanz. Perspektiven Der Wirtschaftspolitik, 18(3), 179–204.

online veröffentlicht unter <https://doi.org/10.1515/pwp-2017-0019>

Zusammenfassung: Dem deutschen Arbeitsmarkt ging es noch nie seit der Wiedervereinigung so gut wie heute. Die nachhaltige Entwicklung seit 2005 ist auf einen entscheidenden Treiber zurückzuführen: die Umverteilung eines beinahe gleichbleibenden Arbeitsstundenvolumens auf mehr Beschäftigte durch die massive Ausweitung der Teilzeitarbeit. Die Lohnzurückhaltung der Tarifparteien war dabei eine notwendige, jedoch nicht hinreichende Bedingung für diesen Erfolg. Die Kovarianz von Lohn und Erwerbsindikatoren deutet allerdings darauf hin, dass die Arbeitsmarktreformen der sogenannten Agenda 2010 die erwerbsfähige Bevölkerung ab 2005 zur Teilnahme am Arbeitsmarkt aktiviert haben. Insbesondere die Reform der Arbeitslosenunterstützung hat die Ausweitung des Arbeitsangebots im unteren Lohnsegment ermöglicht und bewerkstelligt, dass die sozialversicherungspflichtige Teil- und Vollzeitarbeit zunahm. Ein Rückbau der Reformen könnte diesen Erfolg gefährden.

JEL-Klassifikation: E24, J08, J21, J31

Schlüsselwörter: Deutsches Arbeitsmarktwunder, Hartz- Reformen, Lohnungleichheit, Teilzeitbeschäftigung

5.1 Arbeitsmarktwunder? Beschäftigung in Deutschland

Seit der Wiedervereinigung ist es dem deutschen Arbeitsmarkt bezogen auf Beschäftigungs-, Erwerbs- und Arbeitslosenquoten noch nie so gut gegangen wie im Jahr 2017. Zum ersten Mal seit Jahrzehnten beteiligen sich die Deutschen im gleichen Ausmaß am Erwerbsleben wie beispielsweise in den nordischen Ländern, teilweise darüber hinaus, und auf jeden Fall deutlich mehr als in Großbritannien und in den Vereinigten Staaten. Beigetragen haben dazu insbesondere Frauen, Ältere und allgemein die Menschen in Ostdeutschland. Noch Ende der neunziger Jahre „kranker Mann Europas“, ist Deutschland heute „ökonomischer Superstar“. Die Arbeitslosenquote nach der OECD/ILO-Definition ist dauerhaft und strukturell auf einen Tiefpunkt gelangt. Während ein derart niedriges Niveau in den siebziger Jahren der Bundesrepublik als inflationär und überhitzt galt, kennzeichnet es nun eine strukturell bedingte „gleichgewichtige“ oder natürliche Arbeitslosenquote. Noch nie seit Beginn der Aufzeichnungen gab es in Deutschland so viele offene Stellen wie 2016.¹

Diese nachhaltigen Arbeitsmarkterfolge, die weit über die üblichen konjunkturellen Schwankungen hinausgehen, werden in der politischen und wissenschaftlichen Diskussion mit mehreren unterschiedlichen Treibern in Verbindung gebracht. Wissenschaftler nennen häufig die beschäftigungskonforme Lohnentwicklung sowie die gemäßigte Lohnpolitik der Tarifparteien, welche ertragsschwache Unternehmen vor geschmälernten Gewinnen und vor der Notwendigkeit von Entlassungen bewahren sollte. Erwähnung finden auch die günstige Lage der Weltwirtschaft, die starke Nachfrage nach deutschen Produkten und der damit einhergehende Exportüberschuss sowie die Arbeitsmarktreformen der „Agenda 2010“ von Bundeskanzler Gerhard Schröder (SPD). Allerdings klagen viele Kritiker dieser Reformen, dass deren Beschäftigungserfolge mit einer starken Zunahme von Arbeitsverhältnissen im unteren Lohnbereich sowie im Bereich der Teilzeitarbeit erkauft worden seien. Sie weisen außerdem auf die schwache Binnennachfrage als Ergebnis dieser schwachen Einkommensentwicklung hin.

In der Tat besagt schon die neoklassische Wirtschaftstheorie, dass eine fortgesetzte Beschäftigungserholung mit einer Spreizung des Bruttolohngefüges einhergeht, weil mehr Menschen mit niedriger Stundenproduktivität auf dem Arbeitsmarkt unterkommen. Der Ausbau von Beschäftigungsverhältnissen mit geringer Produktivität steigert damit mechanisch die Ungleichheit im Stundenentgelt und erklärt die beträchtliche Abweichung vom „Okunschen Gesetz“ – also dem negativen Zusammenhang zwischen Wachstum und Erwerbslosigkeit. Wir dokumentieren dies in Abschnitt 3. Zudem erklären wir die geringen Wachstumsraten der makroökonomischen Arbeitsproduktivität, die sich in den vergangenen 15 Jahren gezeigt haben. Die Zunahme der

¹Nach Angaben der Bundesagentur für Arbeit waren im Jahr 2016 monatlich rund 690.000 offene Arbeitsstellen gemeldet, im Jahr 2000 waren es 450.000 offene Stellen, Stand Mai 2017.

Beschäftigung im unteren Lohnsegment hat sowohl bei Vollzeitbeschäftigten als auch bei Teilzeitarbeitnehmern stattgefunden, wie wir mit Hilfe einer statistischen Zuordnung (Imputation) für beide Beschäftigungstypen erstmals zeigen können.

Eine zunehmende Spreizung der Arbeitnehmerentgelte könnte die materielle Ungleichheit im Land verschärfen und den sozialen Frieden bedrohen. Allerdings muss man in der Diskussion über die Einkommensungleichheit immer zwischen dem Bruttoarbeitnehmerentgelt und dem tatsächlich persönlich verfügbaren Einkommen deutlich unterscheiden. Dabei zeigt sich, dass die Ungleichheit der Haushaltseinkommen nach Steuern und Transfers seit 2003 stabil ist, weil in Deutschland in erheblichem Maße Einkommen umverteilt werden. Der sich in dieser Perspektive ergebende Befund, dass sich die Lohnspreizung seit etwa 2011 mit steigenden Entgelten über die gesamte Verteilung und in allen Gruppen stabilisiert hat, stellt einen wichtigen Beitrag zur Diskussion über die Einkommensungleichheit in Deutschland dar.

In diesem Aufsatz bieten wir einen kurzen Überblick über die Literatur zu den unterschiedlichen Positionen bezüglich der Ursachen des deutschen „Arbeitsmarktwunders“ sowie eine Zusammenfassung originärer Forschungsergebnisse zu dem Fragenkomplex.² Auf der Basis dieser empirischen Evidenz zur Entlohnung, Beschäftigung und Erwerbspartizipation schlussfolgern wir, dass die Einführung eines Rechts auf Teilzeitarbeit und die Hartz-Reformen das Arbeitsangebot aktiviert und darin eine Hauptrolle für die positiven Entwicklungen auf dem deutschen Arbeitsmarkt gespielt haben. Im Gegensatz zu Dustmann et al. (2014) oder Launov und Wälde (2013, 2016) betrachten wir diese Arbeitsmarktreformen als zentralen Erfolgsfaktor. Die Flexibilisierung der Lohnsetzung durch die Tarifparteien, die bereits Mitte der neunziger Jahre begann, sehen wir als eine notwendige Bedingung für den Arbeitsmarkterfolg an, weil sie die Öffnung der Lohnverteilung nach unten ermöglichte. Dennoch ist sie nicht hinreichend: Die Bereitschaft, niedrig entlohnte Arbeit aufzunehmen, erhöhte sich erst mit der Reform der Arbeitslosenunterstützung. Nach unserem Befund lässt sich der deutsche Arbeitsmarkt am besten wie ein Gleichgewicht schildern, das sich seit Beginn der Hartz-Reformen entlang der Nachfragekurve bewegt. Die starke Zunahme der Erwerbsquote über alle Teilarbeitsmärkte hinweg belegt, dass die angebotsaktivierenden Arbeitsmarktreformen ebenso notwendig für den deutschen Arbeitsmarkterfolg waren. Bei einem reinen Abbau der Lohnrigidität hätte die Erwerbsquote hingegen abnehmen müssen. Die starken Rückgänge der mittleren Reallöhne und deren Streuung von 2004 an lassen sich mit einer verstärkten Aktivierung und Beschäftigung der erwerbsfähigen Bevölkerung erklären, wie es die Hartz-Kommission beabsichtigte.

²Siehe hierzu Burda und Seele 2016.

5.1.1 Die Fakten: Mehr Beschäftigung trotz Wachstumsflaute

Vorweg schildern wir die lang andauernde positive deutsche Arbeitsmarktlage anhand von vergleichbaren Statistiken der Europäischen Kommission, AMECO. Abbildung 1 zeigt vier Indikatoren für die vergangenen 50 Jahre: 1) die standardisierte OECD/ILO-Erwerbslosenquote, 2) die Erwerbsquote, 3) die Erwerbstätigenquote und 4) das Bruttoinlandsprodukt zu konstanten (2010) Preisen.³ Zum Vergleich sind die entsprechenden Merkmale in Frankreich hellgrau dargestellt.

Vor 2005 zeigt Abbildung 5.1 Deutschland als kranken Mann Europas mit geringem Wachstum und stagnierender Beschäftigung – auch im internationalen Vergleich – mit etappenweise steigender Erwerbslosenquote. Abbildung 1a) zeigt das bekannte Muster, das sich von den Ölschocks der siebziger Jahre bis 2005 verselbstständigt hatte: Jede Rezession erhöhte die Gleichgewichts-Erwerbslosigkeit. Franz (1990) und andere Autoren nannten Deutschland ein Opfer von „Hysteresis“. Nach diesem Ansatz haben die „Outsider“, meist (Langzeit-)Erwerbslose, keinen Einfluss und sind getrennt von den „Insidern“, Beschäftigten und temporär Erwerbslosen, welche die Lohnbildung auf dem Arbeitsmarkt beeinflussen können.⁴ Abgesehen davon lasteten großzügige Sozialversicherungen, finanziert im Umlageverfahren mit Abgaben auf Arbeitseinkommen, sehr stark auf dem Arbeitseinkommen (Burda und Weder 2016) – mit negativen Folgen für das Beschäftigungsniveau (Daveri und Tabellini 2000).

Ein spezieller Aspekt in diesem Zusammenhang ist die Wiedervereinigung, in deren Zuge die Ostdeutschen zwar einen deutlich höheren Lebensstandard erhielten, aber nicht unbedingt auch Arbeit. Gleichzeitig stieg in Westdeutschland seit der Wiedervereinigung die Erwerbsbeteiligung von Frauen. Aus der Abbildung 1d) ist ersichtlich, dass sich das Wachstum nach der Wiedervereinigung bis nach der Euro-Einführung 1999 und der EU-Osterweiterung 2004 immer weiter verlangsamte, wie es für OECD Länder seit den achtziger Jahren typisch ist.

Ab 2005 zeigt Abbildung 5.1 einen deutlichen Trendumbruch und das deutsche „Arbeitsmarktwunder“: Eine stark gesunkene Erwerbslosenquote, gestiegene Erwerbs- und Erwerbstätigenquoten bei sich weiter verlangsamendem Wachstum des Bruttoinlandsprodukts. Im Jahr 2005 begann der wirtschaftliche Aufschwung; die Arbeitslosigkeit reagierte weiterhin verzögert, fiel gleichwohl aber immer weiter. Während der Großen Rezession 2008–09 brach das deutsche Bruttoinlandsprodukt stark, aber nur vorübergehend ein. Die Vereinigten Staaten, Großbritannien und Spanien erlebten die Große Rezession als sehr langwierig, insbesondere in Finanzgewerbe und Bauwirtschaft (Hoffmann und Lemieux 2016). In Deutschland war das

³Die Definitionen aller arbeitsmarktrelevanten Konzepte finden sich im Glossar.

⁴Vgl. Franz 1990, Franz und Gordon 1993. Die Hysteresis (Blanchard und Summers 1986) oder ein hoher Grad an Zeitreihenpersistenz (Barro 1988) lässt sich in der Regel auf Arbeitsmarktinstitutionen zurückführen, die dafür sorgen, dass es in der Lohnfindung Insider und Outsider gibt (Lindbeck und Snower 1986 und 1987 sowie Calmfors und Driffill 1988), aber auch auf passive Erhöhungen der Arbeitslosenunterstützung nach ungünstigen Schocks (Burda 1988).

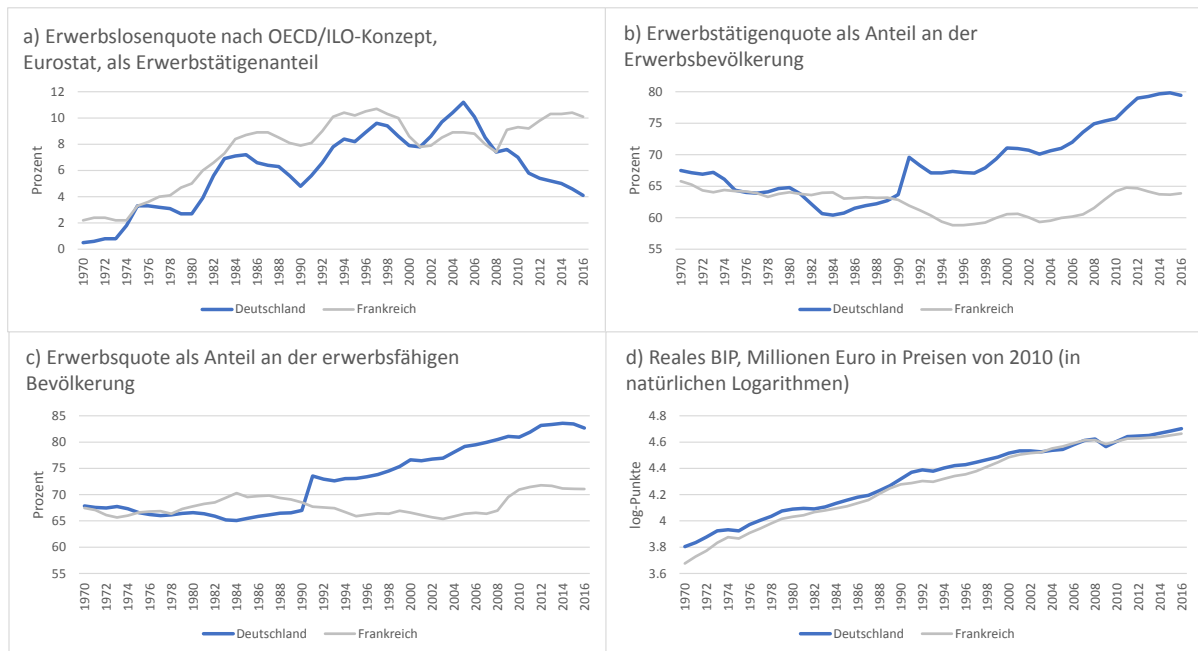


Abbildung 5.1: Indikatoren des deutschen Arbeitsmarkts, 1970–2016.

Anmerkung: Realer BIP-Kettenindex, bis 1990 Westdeutschland und danach Gesamtdeutschland. Erwerbsquoten werden approximiert als $e/(1-u)$, mit e =Erwerbstätigenquote und u =Erwerbslosenquote.

Quelle: Macroeconomic database AMECO, Europäische Kommission, eigene Darstellung.

Wachstum ähnlich wie in anderen Industrienationen: Zwischen 2006 und 2016 wuchs das reale Bruttoinlandsprodukt in Deutschland um 1,7 Prozent jährlich, im Vergleich zu 1,5 Prozent in den Vereinigten Staaten, 1,8 Prozent in Großbritannien und 1,2 Prozent in Frankreich.⁵

5.1.2 Entzauberung des Wunders: Umverteilung der Arbeitsstunden

Abbildung 5.2 zeigt den erheblichen Anstieg der Erwerbstätigkeit in Deutschland seit 2005. Im Frühjahr 2017 befand sich die abhängige Beschäftigung mit mehr als 39 Millionen Personen auf einem Höchststand im Vergleich zu 1991 mit 35 Millionen. Dazu zählen voll sozialversicherungspflichtige Teilzeit- und Vollzeitkräfte sowie geringfügig Beschäftigte. Weiterhin sind mehr als 80 Prozent der deutschen abhängig Beschäftigten voll sozialversicherungspflichtig. Darüber hinaus zählen zu den Erwerbstätigen Beamte, Selbstständige und mithelfende Familienangehörige. Wie Abbildung 5.2a) zeigt, ist die Anzahl der Erwerbstätigen insgesamt auf fast 42 Millionen gestiegen. Das sind 16,1 Prozent mehr als im Jahr 1996, der Tiefpunkt in der Zeit nach der Wiedervereinigung. Im Vergleich dazu weist Frankreich seit der Großen Rezession weniger Beschäftigungswachstum (2,6 Prozent in Frankreich versus 7,3 Prozent in Deutschland) auf, trotz des niedrigen Ausgangsniveaus der Periode.

⁵Internationaler Währungsfonds, World Economic Outlook Database, Stand April 2017.

Beachtenswert ist dabei, dass sich im zurückliegenden Vierteljahrhundert das Volumen an geleisteten Arbeitsstunden in Deutschland und Frankreich kaum geändert hat (Abbildung 5.2b). Von 1993 bis 2003 ist die Zahl der Arbeitsstunden in Deutschland nach einer Berechnung des IAB sogar gefallen, was sich vor allem mit der Umstrukturierung der ostdeutschen Wirtschaft erklären lässt; von 2003 bis 2016 ist sie kumulativ um 6,4 Prozent gestiegen, umgerechnet etwa 0,4 Prozent pro Jahr. Die Stundenproduktivität ist dennoch in beiden Ländern durchaus vergleichbar (Abbildung 5.2c). Trotz relativ stabilen Arbeitseinsatzes konnte die Zahl der Beschäftigten und der Erwerbstätigen in Deutschland erheblich ausgebaut werden.

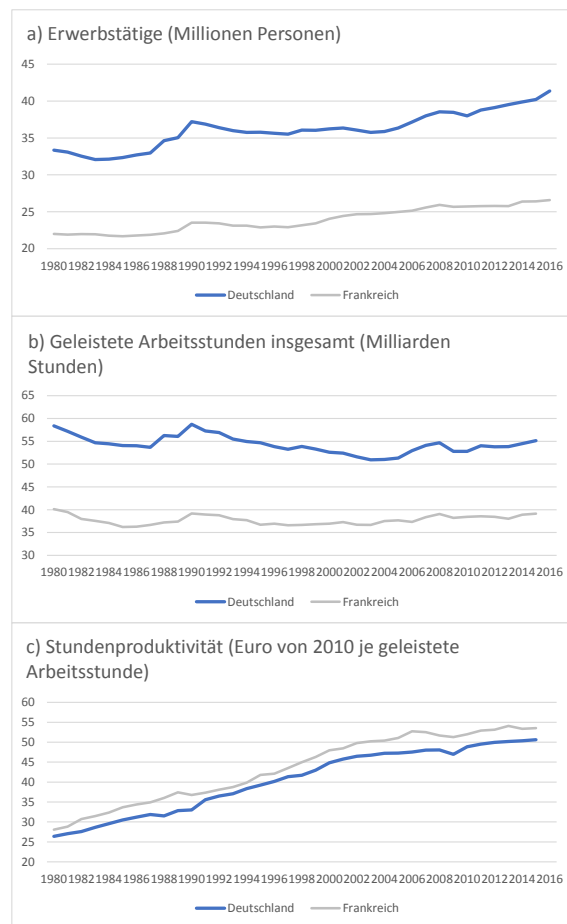


Abbildung 5.2: Arbeitseinsatz und Produktivität, 1980–2015

Anmerkung: Zahlen vor 1992 für die Bundesrepublik.

Quelle: OECD, INSEE, eigene Darstellung.

Mit Hilfe der IAB-Arbeitszeitrechnung lässt sich eine erhebliche Umverteilung von Arbeitsstunden auf mehr Erwerbstätige in Deutschland belegen. Für den Zeitraum 1993–2016 zerlegen wir hierfür die Entwicklung der in Deutschland geleisteten Gesamtarbeitszeit der Erwerbstätigen in die Bestandteile Demographie, Erwerbsbeteiligung, Erwerbstätige und Stunden je Erwerbstätigen. Bezogen auf die üblichen OECD/ILO-Standardkonzepte legen wir folgende Identität zu

Grunde:

$$\begin{aligned} \text{Gesamtarbeitszeit (in Stunden)} &= \text{Erwerbsfähige Bevölkerung (in Personen)} \\ &\quad \cdot \text{Erwerbsquote (als Anteil)} \\ &\quad \cdot (1 - \text{Erwerbslosenquote}) \text{ (als Anteil)} \\ &\quad \cdot \text{Arbeitsstunden je Erwerbstätigen (im Jahr)}. \end{aligned} \quad (5.1)$$

Die ersten Differenzen (Δ) vom natürlichen Logarithmus (\ln) ergeben die Veränderung der Gesamtarbeitszeit:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(\text{Gesamtarbeitszeit}) &= \Delta \ln(\text{erwerbsfähige Bevölkerung}) \\ &\quad + \Delta \ln(\text{Erwerbsquote}) \\ &\quad + \Delta \ln(1 - \text{Erwerbslosenquote}) \\ &\quad + \Delta \ln(\text{Arbeitsstunden je Erwerbstätigen}). \end{aligned} \quad (5.2)$$

In Tabelle 5.1 zerlegen wir die Gesamtheit der Arbeitszeitveränderung in Deutschland mit Hilfe der jährlich erscheinenden Erwerbstätigenstatistik in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) vom Bundesamt für Statistik und der IAB-Arbeitszeitrechnung, die vierteljährlich veröffentlicht wird.⁶

Tabelle 5.1 zeigt, dass die Gesamtarbeitszeit der Erwerbstätigen im Zeitraum um lediglich 1,9 Prozent zugelegt hat – obwohl die Zahl der aktiven Personen um 13,2 Prozent zunahm. Im selben Zeitraum schrumpfte die erwerbsfähige Bevölkerung um 2,9 Prozent. Damit entfällt die Demographie als wichtigster ausweitender Einfluss auf den Arbeitsmarkt als Ursache für das Beschäftigungswunder. Stattdessen treibt die Erwerbsbeteiligung die Entwicklung. Bemerkenswert ist, dass seit 2003 ein größerer Anteil der erwerbsfähigen Bevölkerung in Arbeit ist. In Tabelle 1 ist dies als Trendumbruch in der Erwerbslosenquote sichtbar. Tabelle 1 bestätigt die zentrale Rolle der Umverteilung von Arbeitsstunden innerhalb der gegebenen erwerbsfähigen Bevölkerung. Um zu zeigen, wie diese Umverteilung erfolgte, unterscheiden wir vier Kategorien von Erwerbstätigen: 1) Vollzeitbeschäftigte, 2) sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigte und 3) geringfügig Beschäftigte sowie 4) Selbstständige, Beamte u. a.⁷ Während die sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigung seit 1993 kontinuierlich steigt, wächst die Vollzeitbeschäftigung erst wieder seit 2010. Die selbstständige Beschäftigung stieg von 1993 bis 2005 und schwankt seitdem zwischen 4 und 5 Millionen Personen. Auch die Zahl der Personen mit einer Nebenbeschäftigung steigerte sich: Im Jahr 2014 gingen 8 Prozent der sozialversi-

⁶Siehe IAB-Arbeitszeitrechnung (FB A2, Stand Mai 2017) und Erwerbstätigenstatistik der VGR (Destatis, Wiesbaden, Stand Juli 2017).

⁷Personen mit einer Nebenbeschäftigung werden hierbei nur einmal in ihrer ersten Beschäftigung gezählt.

cherungspflichtig Beschäftigten einer zweiten Beschäftigung nach.⁸ Zur Hilfestellung fasst das Glossar noch einmal die Definitionen der wichtigsten Arbeitsmarktindikatoren zusammen.

Tabelle 5.1: Das zerlegte deutsche Arbeitsmarktwunder (in log-Punkten), 1993–2016.

Veränderung (Δ)	Zeitintervall	Jährliche Veränderung, Durchschnitt					Kumulative Veränderung	
		1993– 1998	1998– 2003	2003– 2008	2008– 2011	2011– 2016	vor 2003	nach 2003
$\Delta \ln$ (Erwerbsbevölkerung)		0,2	–0,1	–0,5	–0,7	0,4	–0,3	–2,6
+ $\Delta \ln$ (Erwerbsquote)		0,1	0,7	0,8	0,8	0,2	5,2	8,0
+ $\Delta \ln$ (1–Erwerbslosenquote)		–0,5	0,3	0,1	0,5	0,3	–1,5	5,4
+ $\Delta \ln$ (Stunden/Erwerbstätige)		–0,6	–1,1	–0,1	–0,6	–0,4	–7,9	–4,4
= $\Delta \ln$ (Arbeitszeit, insgesamt)		–0,8	–0,3	0,4	0,0	0,5	–4,5	6,4

Anmerkung: Jährliche Veränderung in log-Punkten über eine Periode (1 log Punkt von $x = 100 * \Delta \ln(x) \approx \% \text{Veränderung}$). Die Gesamtarbeitszeit ist so berechnet, dass sie mit der IAB-Arbeitszeitrechnung (Stunden/-Erwerbstätigen) und der destatis-Erwerbstätigenentwicklung übereinstimmt.

Quelle: IAB-Arbeitszeitrechnung, destatis, eigene Berechnungen.

In der öffentlichen Diskussion heißt es gelegentlich, die Begriffe Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit (nach Definition der Bundesagentur für Arbeit) würden immer wieder neu definiert, um die Leistung des deutschen Arbeitsmarkts stark zu verschönern. Um gar nicht erst in dieses Fahrwasser zu geraten, nutzen wir in diesem Aufsatz vorrangig die Begriffe Erwerbslosigkeit und sozialversicherungspflichtige Beschäftigung. Die Erwerbslosigkeit umfasst einen größeren Personenkreis als die Arbeitslosigkeit gemäß der Bundesagentur für Arbeit und bietet damit eine konservative obere Grenze. Die Erwerbslosenquote ist zudem gleich der OECD/ILO-Arbeitslosenquote. Dagegen umfasst die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung weniger Personen als die Erwerbstätigen und bildet somit eine konservative Untergrenze. Um die Herkunft des Rückgangs der Erwerbslosenquote besser in den Blick zu nehmen, stellen wir die Identität (2) um:⁹

$$\begin{aligned} \Delta \text{Erwerbslosenquote} &\approx -\Delta \ln(1 - \text{Erwerbslosenquote}) \\ &= \Delta \ln(\text{Erwerbsquote}) - \Delta \ln(\text{Erwerbstätigenquote}) \end{aligned} \quad (5.3)$$

Tabelle 5.2 zeigt die Entwicklung der Erwerbslosenquote, zerlegt in die beiden Komponenten für die Jahre 1993–2016. In der zweiten Hälfte dieser Periode ist die Erwerbsquotenveränderung auf 8,0 Prozent gestiegen und wirkt damit seit 2003 einer Reduktion der Erwerbslosenquote stärker entgegen als vor 2003. Vielmehr ist die Zunahme der Erwerbsquote gerade bei einer

⁸Auch Rothe und Wälde (2017) betonen die Rolle der Teilzeit für den Beschäftigungsausbau.

⁹Man schreibe dann die Identität (2) wie folgt um: $-\Delta \ln(1 - \text{Erwerbslosenquote}) = \Delta \ln((\text{Erwerbsquote}) + \Delta \ln(\text{erwerbsfähige Bevölkerung}) - \Delta \ln(\text{Arbeitsstunden}) + \Delta \ln(\text{Arbeitsstunden je Erwerbstätigen})) = \Delta \ln(\text{Erwerbsquote}) - \Delta \ln(\text{Erwerbstätige je Erwerbsbevölkerung})$. Annäherungsweise ist der erste Term dieser Gleichung die absolute Änderung der Erwerbslosenquote.

Glossar

Erwerbsbevölkerung: Personen im erwerbsfähigen Alter von 15–65 Jahren.

Erwerbspersonen: Summe aus Erwerbstätigen und erwerbslosen Personen (im Sinn der ILO/OECD).

Erwerbsquote (auch Partizipationsquote): Anteil der Erwerbspersonen an der Erwerbsbevölkerung.

Erwerbstätige: Personen, die mindestens eine Stunde in der Woche gegen Bezahlung gearbeitet haben und mindestens 15 Jahre alt sind. (Abgrenzung von destatis/Eurostat im Vergleich zu OECD/ILO: Abweichend von der Definition gemäß OECD/ILO werden bei Eurostat Wehr- und Zivildienstleistende sowie in Anstalten wohnende Erwerbstätige nicht berücksichtigt. Personen, die ihre Arbeit bei bestehendem Beschäftigungsverhältnis unterbrochen haben, werden von Eurostat auch dann als Erwerbstätige gewertet, wenn diese Unterbrechung länger als drei Monate dauert.

Erwerbstätigenquote: Anteil der Erwerbstätigen an der Erwerbsbevölkerung.

Abhängig Beschäftigte: Arbeitnehmer, die auf vertraglicher Basis für Arbeitgeber in einem abhängigen Arbeitsverhältnis arbeiten und hierfür eine Vergütung erhalten, u. a. sozialversicherungspflichtige Beschäftigte, Auszubildende, Praktikanten, geringfügig Beschäftigte, Beamte, Richter, Soldaten, Wehrdienst- und Freiwilligendienstleistende. Daneben gelten auch Personen, die vorübergehend nicht arbeiten, als abhängig beschäftigt, zum Beispiel Urlauber, Kranke, Streikende, Elternurlauber und Empfänger von Schlechtwettergeld.

Vollzeitbeschäftigte: „Normale“ abhängig Beschäftigte mit voller Regelarbeitszeit.

Teilzeitbeschäftigte: Arbeitnehmer, deren regelmäßige Wochenarbeitszeit geringer ist als die vergleichbarer vollzeitbeschäftigter Arbeitnehmer.

Geringfügig Beschäftigte (Minijobs): Das Arbeitsentgelt aus dieser Beschäftigung beträgt im Monat maximal 450 Euro und ist größtenteils von Sozialversicherungsbeiträgen befreit, wie in § 2 Abs. 2 des Teilzeit- und Befristungsgesetzes definiert: „Teilzeitbeschäftigt ist auch ein Arbeitnehmer, der eine geringfügige Beschäftigung nach § 8 Abs. 1 Nr. 1 des Vierten Buches Sozialgesetzbuch ausübt“.

Arbeitslose (Bundesagentur für Arbeit, BA): Personen, die vorübergehend in keinem Beschäftigungsverhältnis stehen, eine versicherungspflichtige Beschäftigung suchen, dabei den Vermittlungsbemühungen der BA zur Verfügung stehen und sich bei der BA als arbeitssuchend gemeldet haben, gemäß § 16 Abs. 1 SGB III.

Erwerbslose (destatis/Eurostat und OECD/ILO): Nicht erwerbstätige Personen zwischen 15 und 65 Jahren, die in den zurückliegenden vier Wochen aktiv nach einer Tätigkeit gesucht haben und eine solche innerhalb von zwei Wochen aufnehmen könnten, egal ob diese Personen bei einer staatlichen Institution gemeldet sind und ob sie von dort Sozialleistungen beziehen. (Hinweis: Erwerbslose nach dem Konzept der ILO sind für Länder- und Zeitvergleiche besser geeignet, da deren Indikator unabhängig von veränderlichen sozialrechtlichen Regelungen ist.)

Erwerbslosenquote: Anteil der Erwerbslosen an den Erwerbspersonen.

schrumpfenden Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter bemerkenswert. Auffällig ist auch die Änderung der Erwerbstätigenquote. Im Gegensatz zur ersten Hälfte der Periode erscheint ab 2003 eine steigende Erwerbstätigenquote als Haupttreiber des dauerhaften Rückgangs der Erwerbslosenquote in Deutschland.

Tabelle 5.2: Zerlegung der deutschen Erwerbslosenquote, 1993–2016.

Zeitintervall	1993–2003	2003–2016
Veränderung (Δ)		
$\Delta \ln$ (Erwerbsquote)	+5,2	–8,0
$-\Delta \ln$ (Erwerbstätigenquote)	+8,0	–13,4
$= -\Delta \ln (1 - \text{Erwerbslosenquote})$		
$\approx \Delta$ Erwerbslosenquote	+1,5	–5,4

Anmerkung: Die Erwerbslosenquote von destatis entspricht der OECD/ILO-Arbeitslosenquote.

Quelle: destatis; eigene Berechnungen.

Abbildung 5.3 zeigt, dass die deutschen Beschäftigungserfolge zwischen 2003 und 2011 von einer beträchtlichen Ausweitung der Teilzeitbeschäftigung geprägt waren. Die sogenannte große Teilzeit, also die voll sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigung, unterscheidet sich insofern von der „geringfügigen Beschäftigung“, als dort keine oder nur verminderte Sozialversicherungsbeiträge abzuführen sind.¹⁰ Die Ausweitung der großen und der kleinen Teilzeitbeschäftigung zusammen war ein zentraler Hebel, um die Erwerbsbeteiligung bei gegebener erwerbsfähiger Bevölkerung zu erhöhen.

5.1.3 Quellen der Erwerbstätigenerweiterung

Die Einführung eines Rechts auf Teilzeitarbeit war entscheidend für die Umverteilung der Arbeitszeit in Deutschland. Im Durchschnitt reduzierte sich die Arbeitszeit je Erwerbstätigem und ermöglichte so den massiven Aufbau von zusätzlicher Beschäftigung.¹¹ Doch wo kommen diese neuen Erwerbstätigen her? Die Quellen der neuen Teilnehmer sind vielfältig und die Charakteristika der Beschäftigten unterschiedlich. Unsere Datengrundlage sind die Erwerbs-, Erwerbstätigen- und Erwerbslosenquoten vom Bundesamt für Statistik für den Zeitraum 1993–2016, die auf dem jährlichen Mikrozensus beruhen. Die Bundesagentur für Arbeit (BA) definiert die Erwerbstätigenquote eit des Teilarbeitsmarkts i zum Zeitpunkt t als das Verhältnis

¹⁰ Juristisch ist die „große,“ voll sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigung durch eine niedrigere wöchentliche Arbeitszeit als eine reguläre Vollzeitbeschäftigung gekennzeichnet (Siehe Tz. B.fG § 2 Abs. 1). Auch Angestellte von Zeitarbeitsagenturen oder auch von Werkvertragsunternehmen sind in der Regel voll sozialversicherungspflichtig und unterliegen damit dem selben Sozialversicherungs- und Kündigungsschutz.

¹¹ Sozialversicherungspflichtige Teilzeitbeschäftigte leisten heute allerdings im Durchschnitt mehr Arbeitsstunden als vor 15 Jahren.

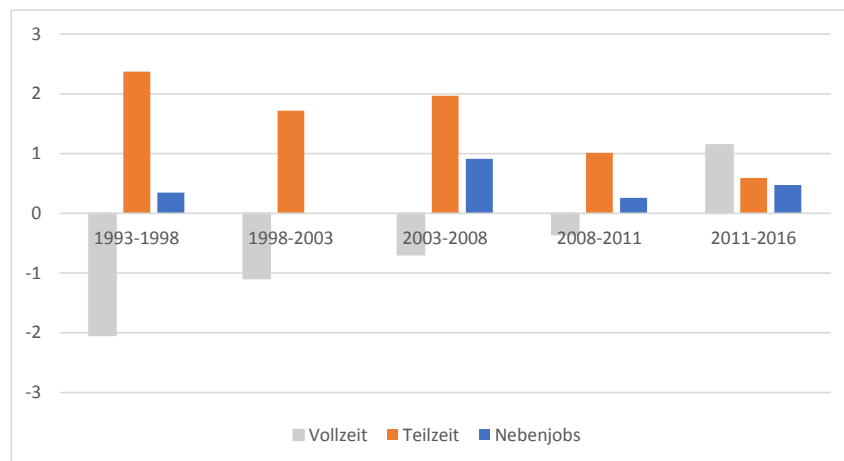


Abbildung 5.3: Veränderung der abhängig Beschäftigten, in Tausend Personen, 1993–2016.

Anmerkung: Teilzeit umfasst hier sowohl die „große“ sozialversicherungspflichtige Teilzeit als auch die geringfügige Beschäftigung. Nebenjobs sind ausschließlich geringfügige Beschäftigung als zweite Beschäftigung.

Quelle: IAB-Arbeitszeitrechnung, eigene Darstellung.

von erwerbstätigen Personen L_{it} zu erwerbsfähigen Personen \bar{L}_{it} :

$$e_{it} = L_{it}/\bar{L}_{it}. \quad (5.4)$$

Die Erwerbslosenquote ist definiert als das Verhältnis von Erwerbslosen U_{it} zu Erwerbspersonen. Die Erwerbsquote (auch Partizipationsquote) p_{it} ist definiert als Verhältnis von Erwerbspersonen zu Erwerbsfähigen, wobei die Anzahl der Erwerbspersonen gleich der Summe aus Erwerbslosen und Erwerbstätigen ist:

$$p_{it} = (L_{it} + U_{it})/\bar{L}_{it}. \quad (5.5)$$

Tabelle 5.3 zeigt die Entwicklung der drei Quoten nach der Wiedervereinigung. Erkennbar ist, dass alle Gruppen seither verstärkt erwerbstätig und beschäftigt sind. Die Erwerbslosigkeit stieg bis zu ihrem Höchststand im Jahr 2005, ging dann wie zuvor für Gesamtdeutschland beschrieben auch in der Breite aller Teilarbeitsmärkte zurück. Die Treiber des starken Beschäftigungsaufbaus sind 1) westdeutsche Frauen, aus der Nichtpartizipation kommend, die (Teilzeit-)Beschäftigungen aufnehmen; 2) ältere Westdeutsche, die aus der Nichtpartizipation aktiviert wurden, und 3) Ostdeutsche, hier besonders die Älteren und Männer, die aus der Erwerbslosigkeit in Erwerbstätigkeit gelangten.

Mit der Wiedervereinigung verloren viele neue Bundesbürger ihre Arbeit und wurden erwerbslos: Im Vergleich zu Westdeutschland ist der ostdeutsche Arbeitsmarkt geprägt von höherer Erwerbsbeteiligung, aber auch höherer Erwerbslosigkeit bei niedrigerer Erwerbstätigkeit. Nach der Annäherung der Erwerbsbeteiligung von Frauen in Ost und West bis Anfang der

zweitausender Jahre nähern sich seit 2005 auch die beiden Erwerbslosenquoten an, weil die Quote im Osten stärker geschrumpft ist.¹²

Tabelle 5.3 verdeutlicht zwei Ausnahmen: Erwerbspersonen im Alter von 25 bis 34 Jahren hatten für die Periode 2003–08 zumindest temporär eine sinkende Erwerbstätigkeit, ebenso wie Personen im Alter von weniger als 25 Jahren nach 2011. Im internationalen Vergleich bleibt die Erwerbslosigkeit der jüngeren Deutschen auf niedrigem Niveau. Dabei erscheinen auf den ersten Blick die Erwerbstätigenquoten und die Erwerbsquoten positiv korreliert. Auf diesen wichtigen Tatbestand kommen wir im Laufe der detaillierten Analyse des Kapitels 4 zurück.

5.2 Der Preis des Wunders: Die Entwicklung der mittleren Arbeitsentgelte und deren Streuung

Mit Blick auf die Vereinigten Staaten beschreibt Krugman (1994) zwei Seiten einer Medaille, den Beschäftigungsboom der achtziger Jahre auf der einen Seite und auf der anderen eine beträchtliche Ausweitung der Beschäftigung im unteren Lohnsegment.¹³ Auch für den deutschen Arbeitsmarkt stellt sich für die Wissenschaft die Frage, ob und wie diese beiden Befunde zusammenhängen.¹⁴

5.2.1 Datenbasis: Stundenlöhne von Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten

Wie Dustmann et al. (2014) sowie Möller (2016) untersuchen die meisten Arbeitsmarktforscher in ihren empirischen Arbeiten zur deutschen Lohnentwicklung die Bruttoentgelte von Vollzeitarbeitnehmern, obwohl seit der Wiedervereinigung die Bedeutung der großen Teilzeit deutlich gestiegen ist, wie wir im Abschnitt 5.1.2 berichten.¹⁵ In diesem Abschnitt gehen wir unter anderem der Frage nach, ob und inwieweit die zunehmende Lohnungleichheit für Vollzeitkräfte mit ähnlichen Entwicklungen im Teilzeitbereich einhergegangen ist.

Eine zentrale Herausforderung für die empirische Beantwortung dieser Frage besteht darin, die Bruttoarbeitsentgelte von Arbeitnehmern zu schätzen und um die jeweilige Arbeitszeit

¹²Die Erwerbslosenquote sank im Osten von 19 Prozent im Jahr 2005 (9 Prozent im Westen) auf 7 Prozent in 2015 (4 Prozent im Westen).

¹³1980–90 ist die Zahl der Erwerbstätigen in den Vereinigten Staaten nach Angaben der OECD um 20 Prozent gestiegen. Parallel dazu ist die Ungleichheit der Entlohnung stark gestiegen. Vgl. Murphy und Welch 1992 sowie Goldin und Katz 2009.

¹⁴Möller (2015) sieht in der Lohnspreizung nach den Hartz-Reformen den Preis für mehr Beschäftigung, während Rhein (2013) die Rolle der Tarifbindung hervorhebt.

¹⁵Ausnahmen sind meist SOEP-Studien, beispielsweise Fuchs-Schündeln et al. (2010) sowie Gernandt und Pfeiffer (2007).

Tabelle 5.3: Erwerbs-, Erwerbstätigen- und Erwerbslosenquoten, 1993–2016.

	1993–2016	1993–98	1998–2003	2003–08	2008–11	2011–16
Erwerbstätigenquote	67,9	64,3	65,0	66,8	70,9	73,4
West	68,4	64,8	65,8	67,6	71,2	73,7
Ost	65,8	62,6	61,8	63,4	69,9	72,7
Männer	74,2	73,2	72,1	72,5	76,0	77,7
Frauen	61,4	55,2	57,8	60,9	65,8	69,0
15–19-Jährige	28,0	29,9	28,6	27,0	27,9	26,3
20–24-Jährige	64,2	66,1	65,0	61,6	64,2	64,0
25–29-Jährige	74,4	73,4	74,1	71,8	75,5	77,6
30–34-Jährige	79,2	77,3	79,3	77,9	79,9	82,0
35–39-Jährige	81,0	78,6	80,4	80,6	82,3	83,6
40–44-Jährige	82,6	80,1	81,2	82,0	84,6	85,9
45–49-Jährige	81,7	78,3	79,8	80,8	83,9	86,1
50–54-Jährige	76,8	72,2	73,6	76,1	80,1	83,1
55–59-Jährige	63,5	52,1	57,1	63,9	70,9	76,2
60–64-Jährige	31,1	18,2	21,0	29,0	39,6	50,3
	1993–2016	1993–98	1998–2003	2003–08	2008–11	2011–16
Erwerbsquote	74,0	70,5	72,4	74,4	76,4	77,3
West	73,6	70,7	71,5	73,8	75,7	77,0
Ost	77,5	76,5	76,4	77,0	79,2	79,2
Männer	81,1	80,7	80,1	80,9	82,1	82,1
Frauen	67,3	62,6	64,5	67,7	70,6	72,5
15–19-Jährige	30,3	29,5	31,7	31,0	31,3	28,8
20–24-Jährige	70,5	69,5	72,9	70,9	70,9	69,2
25–29-Jährige	81,1	78,4	82,0	80,9	82,3	82,7
30–34-Jährige	85,0	80,2	86,9	86,2	86,2	86,7
35–39-Jährige	86,6	82,3	88,2	88,3	87,9	87,8
40–44-Jährige	88,5	85,2	89,0	89,8	89,9	89,6
45–49-Jährige	88,0	84,9	87,9	88,9	89,2	89,7
50–54-Jährige	83,8	80,2	82,4	84,7	85,7	86,9
55–59-Jährige	73,3	67,9	69,4	73,5	76,8	80,2
60–64-Jährige	35,9	27,8	23,7	32,6	42,7	53,3
	1993–2016	1993–98	1998–2003	2003–08	2008–11	2011–16
Erwerbslosenquote	7,9	8,8	8,8	9,8	7,1	5,1
West	6,4	6,9	6,7	7,9	5,9	4,3
Ost	14,0	16,0	17,0	17,1	11,8	8,2
Männer	7,8	7,9	8,7	10,0	7,4	5,4
Frauen	8,1	10,0	8,9	9,6	6,8	4,8
15–19-Jährige	9,1	7,3	7,9	12,0	10,7	8,6
20–24-Jährige	9,7	9,4	9,5	12,6	9,6	7,4
25–29-Jährige	8,4	8,4	8,3	10,8	8,3	6,2
30–34-Jährige	7,5	8,1	7,6	9,3	7,3	5,4
35–39-Jährige	7,1	8,1	7,7	8,4	6,4	4,8
40–44-Jährige	6,8	7,7	7,8	8,4	5,8	4,1
45–49-Jährige	6,9	7,8	8,1	8,8	6,0	3,9
50–54-Jährige	7,8	9,0	9,3	9,8	6,5	4,3
55–59-Jährige	10,8	14,1	14,4	12,2	7,8	5,0
60–64-Jährige	7,9	7,5	8,6	10,2	7,3	5,8

Quelle: destatis, Mikrozensus, eigene Berechnungen.

angepasst als Stundenlohn vergleichbar zu machen. Angesichts der starken Ausweitung der (Teilzeit-)Beschäftigung von Frauen, Älteren und Ostdeutschen sollten auch die Entgelte nach Beschäftigungsstatus, Geschlecht, Altersgruppen und Region in Ost und West gegliedert sein. Allerdings werden trotz der sonst hervorragenden Datenlage für Deutschland keine tief gegliederten, für die Forschung frei verfügbaren Informationen über die Stundenlöhne von Arbeitnehmern erhoben. Wir nutzen deshalb Informationen aus mehreren anderen Quellen, um präzise und vergleichbare Stundenentgelte zu konstruieren. Wir kombinieren eigens aggregierte Informationen aus verschiedenen Mikrodatsätzen in einem synthetischen Paneldatensatz. Das Ziel ist es, die durchschnittlich geleisteten Wochenarbeitszeiten h_{it} mit den Median-Tagesentgelten w_{it}^d zu verknüpfen. Damit berechnen wir für jede Gruppe i und jedes Jahr t Stundenlöhne:

$$w_{it}^h = 5 \cdot w_{it}^d / h_{it}. \quad (5.6)$$

Die Bruttotagesentgelte basieren vor allem auf der Stichprobe der Integrierten Arbeitsmarktbioografien (SIAB) des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung an der BA für die Jahre 1975–2014. Dabei handelt es sich um eine repräsentative Zwei-Prozent-Stichprobe aller gemeldeten Erwerbsbiografien gemäß der deutschen Sozialversicherung. Es liegen die Erwerbsbiografien für die gesamte Dauer von Beschäftigungsverhältnissen oder Leistungsbezugszeiten vor. Dabei tauchen Personen mit einer neuen Meldung beispielsweise durch ihren Berufseinstieg auf, treten während einer selbstständigen Tätigkeit temporär aus oder verlassen das Meldeverfahren dauerhaft, wenn sie in die Rente gehen.

Tabelle 5.4: Übersicht zum synthetischen Datensatz

Quelle	Sozialversicherungs- pflichtige Beschäftigung	1993–2014	1993–1998	1999–2002	2003–2008	2009–2014
SIAB	75. Perzentil (in Euro)	104,0	88,8	99,5	107,8	118,5
	Nominale Bruttoentgelte	(12,0)	(3,3)	(3,1)	(2,5)	(4,5)
	50. Perzentil	76,4	68,3	74,8	78,5	83,5
		(6,3)	(2,3)	(2,2)	(0,8)	(3,1)
	25. Perzentil	52,2	49,2	51,8	52,7	55,2
		(2,6)	(1,3)	(1,0)	(0,5)	(2,0)
	Beobachtungen/Jahr	462.033,7	464.023,7	458.465,8	443.373,2	481.083,0
		(18.451,2)	(9.243,8)	(6.742,9)	(9.910,9)	(18.726,5)
SOEP	Geleistete Arbeitszeit (in Stunden)	37,8	38,1	37,7	37,7	37,9
		(0,3)	(0,1)	(0,3)	(0,3)	(0,3)
	Beobachtungen/Jahr	7.359,8	5.769,5	8.534,0	8.076,8	7.450,3
		(1.302,5)	(145,7)	(1.767,6)	(467,6)	(496,4)

Anmerkung: Nominale Bruttotagesentgelte in Euro als Durchschnitt des jeweiligen Zeitintervalls, Standardabweichungen in Klammern.

Quelle: SIAB und SOEP, eigene Berechnungen.

Man kann diese Systematik anhand eines Beispiels veranschaulichen. In den Rohdaten

besitzt eine individuelle Erwerbsbiografie drei Episoden: (1) Zwanzig Jahre Beschäftigung bei Arbeitgeber A, dann (2) sechs Monate Arbeitslosigkeit als Empfänger von Arbeitslosengeld I und anschließend (3) 18 Monate Beschäftigung bei Arbeitgeber B. Aus diesen drei Episoden entstehen 22 Beobachtungen zum jeweiligen Stichtag, hier zum 31. Dezember jeden Jahres. Für die Jahre 1993–2014 entsteht ein ungleichmäßiger Paneldatensatz mit bis zu 22 Stichtagsbeobachtungen je Individuum, weil Individuen in das Meldeverfahren der Bundesagentur für Arbeit ein- und austreten können.¹⁶ Nun wählen wir alle sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten ohne Nebenbeschäftigung in Deutschland mit einer positiven Meldung des Brutto-Tagesentgelts zum Stichtag aus. Tabelle 4 zeigt, dass der Individualdatensatz im Durchschnitt mehr als 460.000 Beobachtungen pro Jahr enthält. Die sich daraus ergebende SIAB-Stichprobe ist weiterhin mit aggregierten Daten der Bundesagentur für Arbeit vergleichbar. Im Durchschnitt entspricht der ausgewählte und endgültig verwendete Datensatz einer 1,7-Prozent-Stichprobe. Wenn man diese SIAB-Daten auf das Niveau der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung hochrechnet, weicht die SIAB-Zeitreihe nur unwesentlich von der BA-Zeitreihe ab.

Die ausgewählten Beschäftigten ordnen wir in Gruppen (Zellen) nach den folgenden 40 Merkmalen:¹⁷ a) Geschlecht (2): Männer und Frauen, b) Arbeitsort (2): neue und alte Länder, c) Alter (10): Fünf-Jahres-Intervalle während der Erwerbsfähigkeit im Alter von 15 bis 65 Jahren. Die sich daraus ergebenden Zellen können als Teilarbeitsmärkte betrachtet werden. Wir summieren alle enthaltenen Beschäftigten und die dazu gehörende Lohnverteilung der 37 besetzten Gruppen zum Stichtag in jedem Jahr.¹⁸ Im Durchschnitt enthalten die verbleibenden 37 SIAB-Aggregate jeweils 12.487,4 Individualbeobachtungen pro Jahr. Besonders interessieren uns die mittleren Bruttotagesentgelte sowie das 25. und 75. Perzentil der jeweiligen Lohnverteilung jeder Gruppe und jeden Jahres. Hier ist anzumerken, dass die SIAB-Daten jenseits der Beitragsbemessungsgrenze für Sozialabgaben nicht zugänglich sind, so dass höhere Perzentile und vor allem der Durchschnittslohn ohne weitere Annahmen nicht direkt ermittelbar sind.

In der SIAB fehlen allerdings wesentliche Auskünfte zur geleisteten Arbeitszeit, da der Datensatz lediglich die Unterteilung in sozialversicherungspflichtige Teil- und Vollzeit enthält. Als jährlich erhobene Wiederholungsbefragung von deutschen Haushalten umfasst das sozioökonomische Panel (SOEP) hingegen unter anderem die vereinbarte und die tatsächlich geleistete Arbeitszeit in Stunden sowie weitere benötigte soziodemographische Merkmale. Für das SOEP werden Minderheiten wie Migranten oder Ostdeutsche absichtlich häufiger befragt, um auch

¹⁶Bisher sind die SIAB-Daten nur bis einschließlich 2014 verfügbar, Stand August 2017.

¹⁷Um die Robustheit dieser Aussage zu überprüfen, unterteilen wir die sozialversicherungspflichtige Beschäftigung zusätzlich in Teil- und Vollzeit. Von potenziell 80 Gruppen sind 60 im streng ausgeglichenen Paneldatensatz besetzt. Zusätzlich unterteilen wir die beschriebenen Gruppen nach vier Bildungsniveaus. Diese stärker gegliederte Variante der Analyse ergibt ein ähnliches Bild.

¹⁸Da die Beschäftigung von über 60-Jährigen Anfang der neunziger Jahre recht niedrig ist, sind die Zellen der über 60-jährigen, ostdeutschen Männer sowie der über 60-jährigen Frauen in Ost- und Westdeutschland im streng ausbalancierten Panel nicht besetzt.

für diese Personen eine tiefe Analyse zu ermöglichen. Repräsentative Wochenarbeitszeiten erhalten wir, indem wir die vom Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) erstellten SOEP-Gewichte verwenden. Auch im SOEP betrachten wir sozialversicherungspflichtige Teil- und Vollzeitbeschäftigte nach denselben Kriterien wie zuvor für das SIAB beschrieben. Im ausgewählten SOEP-Personendatensatz bleiben jährlich mehr als 7.300 Beobachtungen erhalten, wie Tabelle 5.4 zeigt. Der Vergleich der durchschnittlichen SOEP-Wochenarbeitszeit aller Vollzeitkräfte mit der jährlich erhobenen IAB-Arbeitszeitrechnung zeigt keine großen Unterschiede zwischen den beiden aggregierten Datensätzen. Anschließend aggregieren wir noch die SOEP-Daten in Gruppen nach den Merkmalen a) bis c) und nutzen dabei die erwähnten Gewichte. Im Durchschnitt enthält jede der dann genannten 37 Gruppen 198,9 Individualbeobachtungen pro Jahr.

5.2.2 Befund: Mittlerer Lohn und seine Verteilung

Als nächstes verknüpfen wir die nominalen Median-Bruttotagesentgelte der SIAB mit den durchschnittlichen Wochenarbeitszeiten des SOEP und berechnen nach Formel (6) die nominalen Median-Stundenlöhne für die 37 Gruppen. Um die Median-Stundenlöhne über die Zeit vergleichen zu können, nutzen wir den Index der Konsumentenpreise vom Bundesamt für Statistik zur Preisbereinigung. In Tabelle 5.5 zeigt sich ein Trendumbruch hin zu sinkenden realen Stundenlöhnen parallel zu den Hartz-Reformen. Von 2011 bis 2014 steigerten alle Gruppen die

Tabelle 5.5: Veränderung der realen mittleren Stundenentgelte von sozialversicherungspflichtigen Teil- und Vollzeitbeschäftigten, 1993–2014 (Prozent).

	1993–2014	'93–'98	'98–'03	'03–'08	'08–'11	'11–'14
Sozialversicherungspflichtige Beschäftigte	–0,6	–0,1	5,5	–8,4	–1,6	4,8
West	–4,8	–2,5	4,7	–8,9	–0,6	3,0
Ost	7,4	3,5	6,8	–8,1	–0,6	6,3
Männer	0,0	0,0	4,8	–7,3	–0,1	3,0
Frauen	–0,4	0,5	6,3	–9,3	–2,8	5,8
15–19-Jährige	–11,2	–13,8	9,6	–14,7	4,6	5,5
20–24-Jährige	–5,7	–6,8	2,6	–7,3	2,0	4,4
25–29-Jährige	–3,7	–1,8	2,0	–10,5	1,0	6,3
30–34-Jährige	–7,8	–1,9	4,5	–10,6	–3,5	4,2
35–39-Jährige	–2,0	3,2	6,1	–7,4	–3,4	–0,0
40–44-Jährige	–4,8	–3,5	7,4	–7,8	–2,2	1,9
45–49-Jährige	–2,5	–2,0	4,0	–5,2	–1,7	2,6
50–54-Jährige	0,5	2,4	3,4	–8,2	–1,0	4,5
55–59-Jährige	–4,7	–4,6	2,8	–8,1	1,7	4,0
60–64-Jährige	–15,8	–1,7	–0,6	–10,6	–6,5	3,0

Anmerkung: Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung beinhaltet nur Voll- und Teilzeitbeschäftigte.
Quelle: SIAB, SOEP und destatis (Konsumentenpreisindex), eigene Berechnungen.

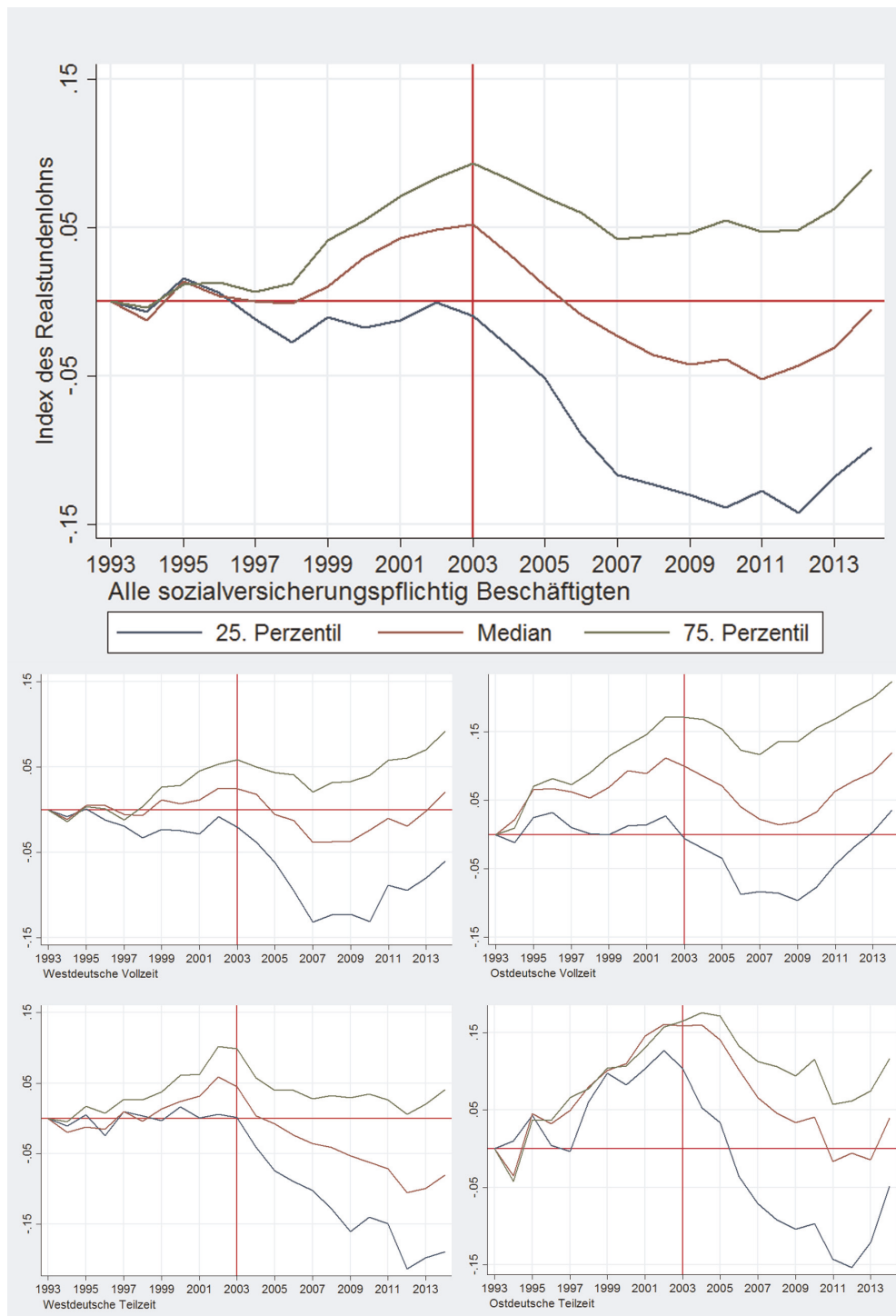


Abbildung 5.4: Entwicklung der Realstundenlöhne für sozialversicherungspflichtige Beschäftigte, 1993–2014.

Anmerkung: Sozialversicherungspflichtige Beschäftigung beinhaltet Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigte. Geringfügige Beschäftigung ist nicht enthalten.

Quelle: SIAB und SOEP, eigene Berechnungen.

realen Median-Stundenlöhne. Abbildung 5.4 zeigt die Entwicklung der realen Stundenlöhne, hier definiert als Verhältnis des realen Stundenentgelts zum Stundenentgelt im Basisjahr 1993, an drei Stellen der Entgeltverteilung, also ein Maß, das mit anderen Studien zur deutschen Lohnentwicklung vergleichbar ist.¹⁹ In der Breite aller Gruppen sozialversicherungspflichtiger Teil- und Vollzeitarbeitnehmer sind entlang der gesamten Lohnverteilung von 2003 bis 2011 reale Rückgänge der Stundenlöhne zu erkennen. Besonders das untere Lohnsegment und die Teilzeitbeschäftigten erfuhren starke Lohnrückgänge. Am aktuellen Rand stellen wir eine Erholung der Reallöhne der sozialversicherungspflichtigen Teil- und Vollzeitbeschäftigten in Ost- und Westdeutschland fest; sie können jedoch nur teilweise die Verluste seit 2003 auffangen.²⁰

5.2.3 Folgen für die Einkommensungleichheit

Die im vorausgegangenen Abschnitt dokumentierte Lohnspreizung ist in Deutschland seit einigen Jahren Gegenstand der öffentlichen Diskussion. Die tatsächlich messbaren Konsequenzen für die Verteilung von verfügbaren Haushaltseinkommen bleiben dabei allerdings meistens außen vor. Wie die meisten EU-Länder verfügt Deutschland über ein weitreichendes Steuer-Transfer-System, das für eine erhebliche Umverteilung der Arbeitseinkommen sorgt. Seit den Hartz-Reformen haben Erwerbstätige mit Einkünften unterhalb des Existenzminimums die Möglichkeit, vom Sozialstaat zusätzliche Zuwendungen zu erhalten. Feld und Schmidt (2016) betonen, dass die Aufnahme von Arbeit, auch wenn gering bezahlt, mit einer Minderung der Einkommensungleichheit vor Steuern und Transfers einhergehen kann. Sie weisen darauf hin, dass seit 2005 die Streuung der Nettohaushaltseinkommen nach Steuern und Transfers relativ stabil im Vergleich zu den neunziger Jahren ist. Tabelle 5.6 zeigt diese Entwicklung mit Gini-Koeffizienten im internationalen OECD-Vergleich und bestätigt damit die Erkenntnisse von Feld und Schmidt (2016) sowie des Sachverständigenrats (2014): Das Steuer-und-Transfer-System wirkt kräftig gegen die Zunahme der Ungleichheit der Markteinkommen in Deutschland. Seit 2004 ist die Umverteilung sogar stärker als in den meisten anderen europäischen Ländern.

5.3 Die Deutung des Wunders: Mögliche Ursachen

Auch wenn die nüchterne Statistik es etwas entzaubert hat, gilt es den tiefer liegenden Ursachen des deutschen Arbeitsmarktwunders nachzugehen und die Wirkungsmechanismen zu verstehen. Drei Erklärungsansätze bzw. Narrative kommen in der wissenschaftlichen Literatur am häu-

¹⁹Vgl. Dustmann et al. (2014) für einen Tageslohnindex von Vollzeitbeschäftigten in Westdeutschland.

²⁰Unsere Ergebnisse bestätigen Möller (2016), der von einem Wendepunkt der Reallöhne im Mittelwert und Varianz seit 2010 berichtet.

Tabelle 5.6: Gini-Koeffizient von Haushaltseinkommen im Ländervergleich, OECD, 1986–2014.

	a) Ungleichheit von Markteinkommen						b) Ungleichheit nach Steuern und Transfers					
	1986	1996	2004	2008	2010	2013	1986	1996	2004	2008	2010	2014
Dänemark	0,37	0,42	0,42	0,41	0,43	0,44	0,22	0,22	0,23	0,24	0,25	0,25
Deutschland	0,44	0,46	0,50	0,49	0,49	0,51	0,25	0,26	0,28	0,29	0,29	0,29
Frankreich		0,47	0,49	0,48	0,51	0,50		0,28	0,28	0,29	0,30	0,29
Italien	0,39	0,47	0,51	0,49	0,51	0,52	0,31**	0,32*	0,35	0,34	0,32	0,33
Schweden		0,44	0,43	0,43	0,43	0,44	0,20	0,22	0,24	0,26	0,27	0,28
USA	0,44	0,48	0,49	0,49	0,51	0,51	0,34	0,36	0,36	0,38	0,38	0,39
UK	0,47	0,51	0,51	0,52	0,52	0,53	0,32*	0,33*	0,33	0,34	0,34	0,36

Anmerkung: Die Gini-Koeffizienten basieren auf Haushaltseinkommen a) von Markteinkommen sowie b) nach Steuern und Transfers für die gesamte Bevölkerung des jeweiligen Landes. * markiert Daten, die ein Jahr älter sind, und ** markiert Daten, die 2 Jahre älter sind.

Quelle: OECD Einkommensverteilung und Armut, 2016, eigene Darstellung.

figsten vor.²¹ Erstens habe sich die Nachfrage nach deutschen Gütern und Dienstleistungen seit 2005 deutlich günstiger entwickelt als anderswo. Zweitens nennen Wirtschaftsforscher und Politiker die verbesserte Wettbewerbsfähigkeit, welche die Tarifparteien durch Lohnzurückhaltung und marktkonforme Lohnsetzung ermöglicht hätten. Drittens hätten entscheidende Arbeitsmarktreformen wie die Einführung des Rechts auf Teilzeitarbeit und die Hartz-Gesetze die Anreize zur Arbeitsaufnahme verstärkt. Wichtig ist anzumerken, dass sich die drei Ursachen und Wirkungsmechanismen nicht gegenseitig ausschließen; vielmehr können sie einander bedingen und sogar verstärken.

5.3.1 Weltwirtschaftliche Entwicklung und gesamtwirtschaftliche Nachfrage

Die positive Außenhandelsposition Deutschlands auch nach der Wirtschaftskrise 2008–09 gilt häufig als potenzieller Indikator dafür, dass Nachfragefaktoren für die günstige Entwicklung der Beschäftigung ursächlich sind. Eine robuste Auslandsnachfrage nach deutscher Wertschöpfung – beispielsweise nach Erzeugnissen aus der Automobil-, Maschinenbau- und Chemieindustrie – hat sich nach diesem Narrativ auf die einheimische Wirtschaft wie ein positiver Terms-of-Trade-Shock ausgewirkt. Somit steigerte sich die Nachfrage nach Exportprodukten, und infolge dessen auch die Nachfrage nach jenen Arbeitskräften, die intensiv bei der Erstellung dieser Güter verwendet werden.²² Hoffmann und Lemieux (2016) bescheinigen Deutschland neben Australien das höchste Wachstum nach 2007 relativ zum Trendwachstum der Jahre 2000–07. Allerdings

²¹Hier ist es wichtig, Ansätze zur Erklärung der Überwindung der Großen Rezession am Arbeitsmarkt (beispielsweise Möller 2010, Burda und Hunt 2011, Rinne und Zimmermann 2012, Krause und Uhlig 2013 sowie Hoffmann und Lemieux 2016) von anderen Ansätzen zu unterscheiden, welche die nachhaltige Zurückführung der Arbeitslosigkeit in Deutschland seit Mitte der zweitausender Jahre erklären sollen (beispielsweise Rinne und Zimmermann 2013, Dustmann et al. 2014 sowie Thimann 2015). In diesem Aufsatz widmen wir uns vor allem der zweiten Frage.

²²Bornhorst und Mody (2012) betonen die Rolle der starken Nachfrage nach deutschen Exporten aus den Schwellenländern ab 2010, dennoch sind reine Terms-of-Trade-Effekte im mittelfristigen Sinne kaum in den Daten ersichtlich (vgl. Nierhaus 2016).

hat damit die deutsche Wirtschaft lediglich den vorübergehend verlassenen Trend des bisherigen Wirtschaftswachstums wieder erreicht – wie in der Abbildung 5.1 d) gezeigt – und befindet sich bis Ende 2016 somit im typischen Aufschwung. Verglichen mit der französischen Entwicklung ist der deutsche Wachstumspfad trotz eindeutig positiver Beschäftigungsentwicklung eher unauffällig.

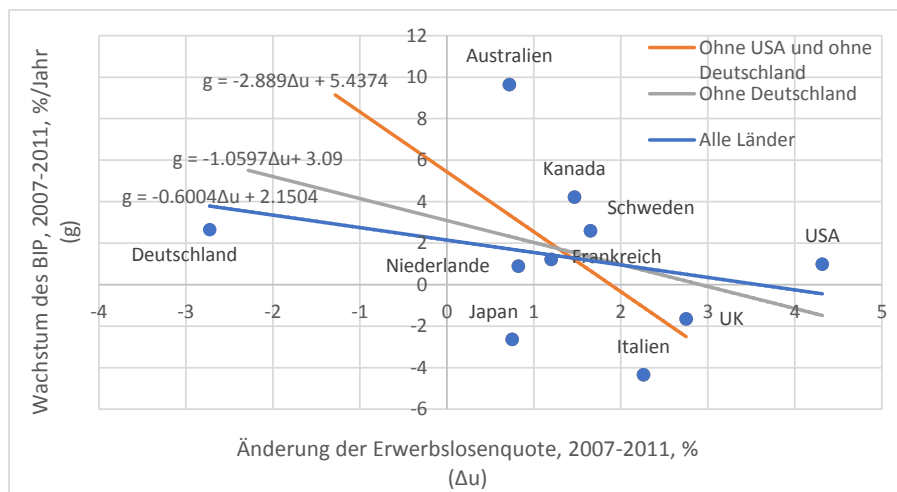


Abbildung 5.5: Das Okunsche Gesetz, 10 Länder, 2007–2011

Legende: blaue Regressionslinie = alle Länder; graue Regressionslinie = alle Länder ohne Deutschland; orange Regressionslinie = alle Länder ohne Deutschland, USA.

Quelle: IWF, World Economic Outlook Database, April 2017, eigene Berechnungen.

Die hohe Beschäftigungsintensität des eher bescheidenen Wachstums in Deutschland seit der Finanz- und Wirtschaftskrise ist an einer gestörten Verbindung zwischen Wachstum und Beschäftigung ersichtlich. Erkennbar ist vor allem die Abweichung seit der Finanzkrise vom typischen „Okunschen Gesetz“, dem in Industrieländern beobachteten negativen Zusammenhang zwischen Wachstum des Bruttoinlandsprodukts und Veränderung der Erwerbslosenquote.²³ Abbildung 5.5 zeigt diese Relation in der Zeit unmittelbar nach der Krise für jene Länder, die Hoffmann und Lemieux (2016) heranzogen.²⁴ Als empirische Regelmäßigkeit gilt das Okunsche Gesetz für Länder und in Perioden, in denen vorwiegend konjunkturelle Schwankungen vorherrschen; die Vermutung liegt nahe, dass diese Annahme gerade für Deutschland und die Vereinigten Staaten verletzt wird. Wenn man diese beiden Länder aus der Stichprobe ausschließt, ergibt sich ein stärkerer Zusammenhang zwischen Erwerbslosigkeit und Wachstum mit einem Okunschen Koeffizienten von beinahe 3, also jenem Wert, den Okun (1962) ursprünglich

²³Vgl. Burda und Hunt (2011), Elsby et al. (2011), Caliendo und Hogenacker (2012) sowie Hoffman und Lemieux (2015).

²⁴Hoffmann und Lemieux (2015) betrachten Abweichungen bei Quartals-BIP-Daten vom Trend 1970–2007. Die Anwendung dieses alternativen, jedoch von Okun (1962) abweichenden Verfahrens hat in unseren Jahresdaten ähnliche Ergebnisse erzeugt.

mit amerikanischen Daten der Nachkriegsjahre postulierte. In Zeiten starken Strukturwandels wie in den Vereinigten Staaten mit ihren schrumpfenden Bau- und Finanzbranchen oder in Deutschland im Zuge der Wiedervereinigung und nach den Hartz-Reformen verliert das Okunsche Gesetz offenbar seine Gültigkeit – und das ist nichts anderes als ein Beleg für die Lucas-Kritik.²⁵ Das zeigt auch, dass das Wirtschaftswachstum in Deutschland seit 2005 besonders „erwerbslosenintensiv“ war, also gekennzeichnet durch einen besonderen Abbau der Erwerbslosigkeit.

5.3.2 Lohnflexibilisierung und Wettbewerbsfähigkeit

Ein zweiter Ansatz zur Erklärung der deutschen Arbeitsmarktentwicklung beruht auf der Auswirkung der in Kapitel 5.2 belegten Ausdifferenzierung der Arbeitnehmerentgelte. Nach dieser Erklärung hat die Lohnspreizung bei zunehmend unterschiedlichen (Grenz-)Produktivitäten der Erwerbspersonen neue Arbeitsplätze zu niedrigeren Löhnen geschaffen. Thimann (2015), Dustmann et al. (2014), Card et al. (2013), Fitzenberger (2012), Antonczyk et al. (2011) und andere weisen eine zunehmende Spreizung der Lohnverteilung seit Mitte der neunziger Jahre in Deutschland nach. Fitzenberger (2012), Card et al. (2013) und Antonczyk et al. (2011) betrachten eine zunehmende Bedeutung von Firmen- und Arbeitnehmerunterschieden als Treiber der Ungleichheit. Während Fitzenberger (2012) nur eine untergeordnete Rolle für die Lohnmoderation sieht, da sich die Lohnungleichheit auch innerhalb der Tarifbindung erhöht habe, erklären Brändle et al. (2011), Dustmann et al. (2014) sowie Biewen und Seckler (2017) die Lohnzurückhaltung der Tarifparteien für entscheidend. Thimann (2015) belegt diese These damit, dass gerade in den Vorkrisenjahren die Lohnstückkosten in der europäischen Peripherie vom Jahr 2000 an nominal kräftig angezogen haben. Diese Entwicklung sei mit einem Währungsverbund schwer zu vereinbaren und habe viele Arbeitsplätze dort unrentabel gemacht.

Ein häufig verwendeter Indikator für die Wettbewerbsfähigkeit sind die Lohnstückkosten, definiert als das Verhältnis zwischen Arbeitskosten und Arbeitsproduktivität je geleistete Stunde. Die aggregierten Lohnstückkostenindikatoren sind durch die Branchenstruktur des jeweiligen Landes geprägt und besitzen unterschiedliche Niveaus; sie sind daher eher als Indizes zu verstehen. Für Ländervergleiche betrachtet man in der Regel Veränderungen der Lohnstückkosten, um die temporale Entwicklung der Wettbewerbsfähigkeit relativ zur Vorperiode über Ländergrenzen hinweg zu vergleichen.

Abbildung 5.6 zeigt die Komponenten der nominalen Arbeitskosten seit 1970: die nominalen Lohnstückkosten, den nominalen Stundenlohn und die reale Arbeitsproduktivität. Diese drei Indikatoren verdeutlichen die Lohnzurückhaltung, wobei die Seitwärtsbewegung der Lohn-

²⁵Lucas (1976) stellte in einem berühmten Aufsatz die Gültigkeit von ökonometrisch geschätzten Relationen bei tiefgreifenden Veränderungen der Wirtschaftspolitik in Frage.

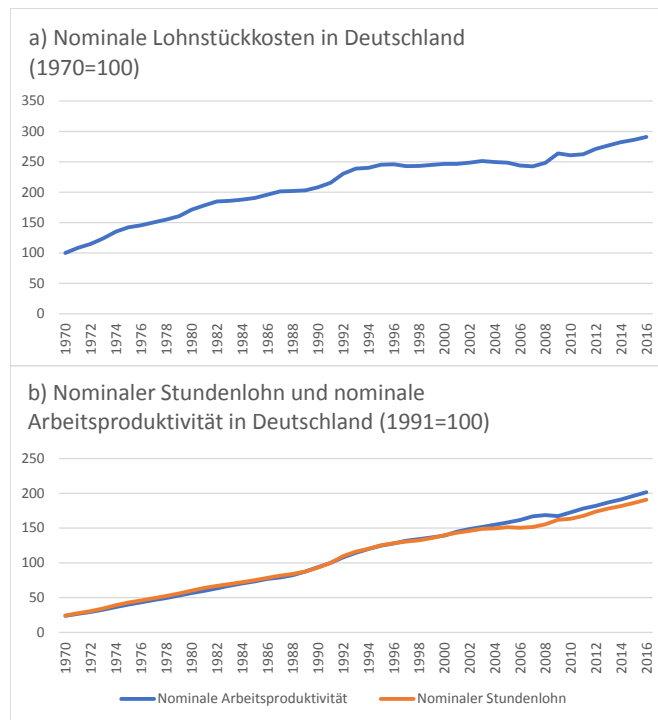


Abbildung 5.6: Aggregierte Arbeitskosten und Produktivität in Deutschland 1970–2016

Anmerkung: Westdeutschland bis 1990, wiedervereinigtes Deutschland ab 1991.

Quelle: Macroeconomic database AMECO, Europäische Kommission, eigene Berechnungen.

stückkosten von 1994–2008 gut sichtbar ist. Die Produktivität wuchs kontinuierlich bis in die zweitausender Jahre; erst während der Großen Rezession kam es zu einem signifikanten Einbruch. Nach dieser langen Stagnationsphase hat sich das Trendwachstum von Produktivität und Stundenlohn jedoch wieder erholt.

In Abbildung 5.7 betrachten wir aus zwei verschiedenen Perspektiven die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Wettbewerbsfähigkeit in Europa. Beide Grafiken vergleichen die Evolution der realen Lohnstückkosten in der Industrie für Frankreich, Italien, Schweden und das Vereinigte Königreich mit Deutschland. Die realen Lohnstückkosten sind das Verhältnis aus den nominalen Arbeitskosten je Stunde und der nominalen Arbeitsproduktivität je Stunde. In einer Volkswirtschaft mit gewinnmaximierenden und preisnehmenden Unternehmen sind die realen Lohnstückkosten gleich dem Grenzbeitrag des Produktionsfaktors Arbeit zur Bruttowertschöpfung.²⁶ Die beiden Grafiken haben allerdings nicht das gleiche Basisjahr: Oben ist die Zeitreihe auf 1980 normiert, unten auf 1995. Abbildung 5.7 b) findet häufig Verwendung, wenn es darum geht, die interne Abwertung der deutschen Wirtschaft seit der Einführung des Euros

²⁶Ohne weitere Annahmen bezüglich der Produktionsfunktion sind weitere Aussagen über das „richtige“ oder „beschäftigungskonforme“ Lohnkostenniveau nicht möglich. Die schwache Annahme, welche die Veränderung der Lohnstückkosten als Indikator für die Wettbewerbsfähigkeit begründet, ist eine positive Relation zwischen Grenz- und Durchschnittsproduktivität der Arbeitskräfte.

zu verdeutlichen. Dass Deutschland jedoch zwischen 1985 und 1995 einen starken Anstieg der Lohnstückkosten erlebte, fällt nur in Abbildung 5.7 a) auf. Während die Verbesserung der Wettbewerbsfähigkeit seit 1995 oder selbst nach der Euro-Einführung beeindruckend ist, lässt die langfristige Betrachtung mehr Vorsicht ratsam erscheinen. Denn die Wiedervereinigung hatte nicht nur zu einer signifikanten Aufwertung der D-Mark in den Jahren 1989–93 geführt; es folgten darüber hinaus spürbar höhere Sozialversicherungsbeiträge in ganz Deutschland zur Finanzierung des Wohlfahrtsstaats, der nun auch die neuen Bundesbürger umfasste. Insofern korrigierte die interne Abwertung ab Mitte der neunziger Jahre die Stärke der D-Mark. Abbildungen 5.6 und 5.7 lassen schlussfolgern, dass die Reduzierung der Lohnstückkosten nach 1995 eher durch nominale Lohnzurückhaltung als durch Produktivitätsgewinne erzielt wurde. Dennoch waren die Produktivitätsgewinne signifikant. Insgesamt waren die neunziger Jahre von langsamem Wachstum und Restrukturierung sowohl in den neuen als auch in den alten Ländern geprägt (Bachmann und Burda 2008). Diese Restrukturierung führte auch dazu, dass

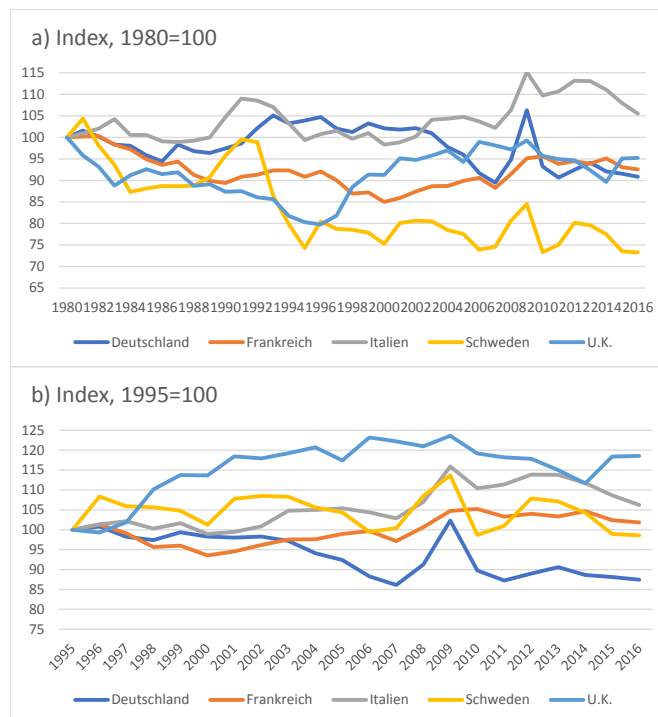


Abbildung 5.7: Reale Lohnstückkosten der Industrie im Ländervergleich

Quelle: The Conference Board, International Comparisons of Manufacturing Productivity & Unit Labor Cost Trends 2016, eigene Berechnungen.

die Streuung der Grenzproduktivität der Arbeit bei unterschiedlichen Verwendungen zunahm und weniger produktive Arbeitsplätze rentabel wurden. Insofern ist die fortgesetzte Kritik am mäßigen Produktivitätswachstum des deutschen Arbeitsmarkterfolgs aus neoklassischer Sicht kaum nachvollziehbar.

5.3.3 Angebotsaktivierende Arbeitsmarktreformen: Teilzeit und Hartz

Das dritte Narrativ zur Erklärung des deutschen „Arbeitsmarktwunders“ bezieht sich auf die Reformen zur Aktivierung des Arbeitsangebots wie die Einführung eines Rechts auf Teilzeitarbeit und insbesondere die Hartz-Reformen. Diese Reformen hätten die Rahmenbedingungen für den Zugang zur Erwerbstätigkeit grundlegend geändert. Insbesondere die Hartz-Reformen hätten die Bedingungen der Arbeitslosigkeit im Vergleich zu einer bezahlten Arbeit verschlechtert. Erklärtes Ziel der Hartz-Reformen sei es dabei nicht nur gewesen, auf das Arbeitsangebot einzuwirken und Erwerbsfähige zu aktivieren, sondern auch die Arbeitsnachfrage durch flexiblere Beschäftigungsformen anzuregen.

Durch das Teilzeit- und Befristungsgesetz (TzBfG, 2000) entstand der grundsätzliche Anspruch jedes Arbeitnehmers auf Reduzierung seiner Arbeitszeit auf Teilzeit.²⁷ Im TzBfG ist die große, vollständig sozialversicherungspflichtige Teilzeit als Abweichung von einer „normalen“ Vollzeitbeschäftigung beschrieben.²⁸ Das TzBfG definiert auch geringfügige Beschäftigung (sogenannte Minijobs) als „kleine“ Teilzeitbeschäftigung. Hingegen weist das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (zum Beispiel im Rahmen der IAB-Arbeitszeitrechnung) lediglich ein gemeinsames Aggregat für große und kleine Teilzeit zusammen aus.

Seit der Verabschiedung des TzBfG ist der Bestand an Teilzeitbeschäftigten in Deutschland gestiegen. Vor der Wiedervereinigung war Teilzeit eine Seltenheit; im Jahr 1991 lag der Anteil der sozialversicherungsbeschäftigten Teilzeitarbeitnehmer bei 18 Prozent.²⁹ Im Jahr 2000 war der Anteil bereits auf 30 Prozent gestiegen, und er hat sich seit 2013 auf 39 Prozent stabilisiert. Beschäftigte in großer Teilzeit mit voller Sozialversicherungspflicht als „prekär“ oder „atypisch“

²⁷Der Arbeitgeber hat in der Regel dem Wunsch eines mehr als sechs Monate beschäftigten Arbeitnehmers nach einer geminderten Arbeitszeit zu entsprechen, es sei denn, „betriebliche Gründe“ rechtfertigten eine Absage („wenn die Organisation, der Arbeitsablauf oder die Sicherheit im Betrieb wesentlich beeinträchtigt“ wäre). Der Anspruch gilt nicht in Betrieben mit weniger als 15 Mitarbeitern. Nach einer Verringerung der Arbeitszeit kann diese nur mit der Zustimmung des Arbeitgebers wieder rückgängig gemacht werden.

²⁸Das TzBfG vom 21.12.2000 stellt die Umsetzung zweier EU-Richtlinien (97/81/EG für Teilzeitarbeit und 99/70/EG für befristete Arbeitsverträge) in nationales Recht dar; es löste das Beschäftigungsförderungsgesetz von 1966 ab. „Teilzeitbeschäftigt ist ein Arbeitnehmer, (1) dessen regelmäßige Wochenarbeitszeit kürzer ist als die eines vergleichbaren vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmers, (2) teilzeitbeschäftigt ist auch ein Arbeitnehmer, der eine geringfügige Beschäftigung nach § 8 Abs. 1 Nr. 1 des Vierten Buches Sozialgesetzbuch ausübt.“ (TzBfG § 2)

²⁹Zum Vergleich lag der Teilzeitanteil der niederländischen Arbeitnehmer bereits Mitte der neunziger Jahre bei 35 Prozent (Schmid 1997).

zu bezeichnen, wie es in der öffentlichen Diskussion mitunter geschieht, ist irreführend und steht im Kontrast zu Studien, die belegen, dass ein großer Teil der Teilzeitbeschäftigten mit ihrer Arbeitszeit zufrieden ist.³⁰

Die Hartz-Reformen waren die wichtigsten Arbeitsmarktreformen in Deutschland und zweifelsohne die ersten signifikanten Umbaumaßnahmen der Arbeitsmarktverfassung und des Sozialstaates der Nachkriegszeit. Eine Übersicht bietet mehr Details zu den vier Hartz-Gesetzen, die aus der Agenda 2010 hervorgegangen sind. Mit diesen Gesetzen hat die damalige Bundesregierung die Zeitarbeit (Arbeitnehmerüberlassung) dereguliert und die geringfügige Beschäftigung (Mini- und Midijobs) sowie andere beschriebene Maßnahmen eingeführt. Mit den als Hartz III und Hartz IV bezeichneten Gesetzen hat sie die Arbeitsverwaltung und Arbeitsvermittlung modernisiert und professionalisiert sowie – als am weitesten reichende aller Reformen – die Bedingungen für den Bezug von Arbeitslosenunterstützung stark geändert. Zum einen verkürzte sich die Dauer des Anspruchs auf Leistungen aus der Arbeitslosenversicherung im engeren Sinne auf maximal 1,5 Jahre. Zum anderen hat man die Arbeitslosenhilfe effektiv abgeschafft, die fast 50 Jahre als uneingeschränkte, nur von der Bedürftigkeit abhängige Unterstützung für leistungsberechtigte Arbeitnehmer existiert hatte. Sie wurde mit der von der Erwerbsbiografie unabhängigen Sozialhilfe zusammengeführt und mit einer Auflage verknüpft, die dafür sorgen sollte, dass die Arbeitsämter die Arbeitslosen stärker zur Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt heranziehen. Dabei wollte der Gesetzgeber nicht nur durch die Kürzung von Leistungen den Druck auf erwerbsfähige Arbeitslose erhöhen, sondern auch die Palette von Arbeitsoptionen erweitern und deren Vermittlung verbessern. Die in Abschnitt 5.1 angesprochenen niedrigen Erwerbsquoten von älteren (Langzeit-)Arbeitslosen und erwerbsfähigen Frauen bot damit einen erleichterten Einstieg in den Arbeitsmarkt an, insbesondere in die große und kleine Teilzeitbeschäftigung.

Auch wenn die Hartz-Reformen die Arbeitsnachfrage stimulierende Elemente enthielten, zielten sie doch primär auf das Arbeitsangebot. Erwerbsfähige Menschen sollten aktive Teilnehmer auf dem Arbeitsmarkt werden. Die Vorgaben aus den Gesetzespaketen Hartz III und vor allem Hartz IV haben umso stärker gewirkt, als Menschen im Alter von mehr als 55 Jahren seit der Abschaffung der vorteilhaften Bedingungen für eine Altersteilzeit nunmehr ein gesteigertes Interesse daran haben müssten, einer Erwerbstätigkeit auch im Alter nachzugehen.

³⁰Nach einer IG-Metall Beschäftigtenbefragung 2017 ist die Mehrheit der Beschäftigten in der Industrie (eher) zufrieden mit ihrer Arbeitszeit. Das IW Köln berichtete, dass bei einer Auswertung des Deutschen SOEP für 2011 lediglich 16 Prozent der Teilzeitbeschäftigten keine Vollzeitbeschäftigung gefunden hätten; nur dieser Teil sei „also unfreiwillig teilzeitbeschäftigt“ (vgl. IW Köln 2013).

Übersicht: Die Hartz-Reformen in Kürze

Die Hartz-Reformen – vier „Gesetze für moderne Dienstleistungen am Arbeitsmarkt“ (2003–05) – beruhen auf einem Vorschlag einer vom früheren VW-Personalvorstand Peter Hartz geleiteten Kommission, die hierzu einen Auftrag von Bundeskanzler Gerhard Schröder (SPD) erhalten hatte. Im Folgenden stellen wir die Reformen in ihren wesentlichen Elementen vor. Mittlerweile sind allerdings etliche Elemente des Reformpakets abgeschafft bzw. angepasst worden.

Hartz I (vom 23.12.2002, in Kraft seit 01.01.2003) hat die Regulierung der Zeitarbeit (auch „Leiharbeit“) durch das Arbeitnehmerüberlassungsgesetz erheblich gelockert, indem besondere Befristungs-, Synchronisations- und Wiedereinstellungsverbote sowie die Höchstdauer der Arbeitnehmerüberlassung aufgehoben wurden. Der Gleichstellungsgrundsatz („Equal treatment“) lässt sich nur durch abweichende Regelungen in Tarifverträgen umgehen. Bildungsgutscheine wurden eingeführt; über die Bundesagentur für Arbeit entstanden Personal Service Agenturen (PSA) zur Arbeitnehmerüberlassung.

Hartz II (vom 23.12.2002, in Kraft seit 01.01.2003 bzw. 01.01.2004) hat Minijobs (siehe Glossar, Seite 183), Midijobs und „Ich-AGs“ eingeführt. Die Ich-AG war ein Versuch, die Selbstständigkeit zu fördern, indem Arbeitslose, die einen Geschäftsplan vorlegten, eine Vorauszahlung des Arbeitslosengelds als Startkapital beantragen konnten.

Hartz III (vom 23.12.2003, in Kraft seit 01.01.2004) hat die Arbeitsweise der Arbeitsämter modernisiert, die zu Arbeitsagenturen umgebaut und als Dienstleister für die Kundschaft der Arbeitslosen verpflichtet wurden. Hierzu wurde eine neue EDV-Vernetzung unter den Agenturen eingeführt, um den Informationsstand über regionale Jobangebote zu vereinheitlichen und die Job-Beratung zu verbessern.

Hartz IV (vom 24.12.2003, in Kraft seit 01.01.2005) hat die seit 1956 existierende, für Bedürftige und Langzeitarbeitslose konzipierte Arbeitslosenhilfe mit der von den Kommunen geleisteten Sozialhilfe verschmolzen (Arbeitslosengeld II, Grundsicherung für Leistungsberechtigte) und insgesamt auf die Kommunen übertragen. Die Bezugsdauer von Lohnersatzleistungen durch die klassische Arbeitslosenversicherung („Arbeitslosengeld I“) wurde auf achtzehn Monate bzw. ein Jahr verkürzt. Im Zusammenhang mit dem Arbeitslosengeld II kam es zu einer strengeren Handhabung der Zumutbarkeit von Arbeitsangeboten und der Sanktionen bei wiederholter Ablehnung. Gleichzeitig wurde es zulässig, die Leistung aus dem Arbeitslosengeld II bei geringfügigen Einkünften, die das Existenzminimum nicht überschreiten, teilweise zu behalten („Aufstocken“).

5.4 Die Hauptrolle auf dem deutschen Arbeitsmarkt: Angebot, Nachfrage oder Flexibilisierung?

Im vorausgegangenen Abschnitt haben wir drei Narrative bzw. Erklärungsansätze zum deutschen Beschäftigungserfolg vorgestellt: Nachfrage, Flexibilisierung der Entlohnungsstruktur und Arbeitsangebotsverhalten. In diesem Abschnitt stellen wir ein Arbeitsmarktmodell vor, das einen Einblick liefern kann, welchem der drei vorgestellten Erklärungsansätze die Hauptrolle zuzuschreiben ist. Im Abschnitt 5.4.3 überprüfen wir die daraus resultierenden Hypothesen

empirisch. Basierend auf Annahmen nach Marshall (1920) und Pigou (1933) sieht unser Arbeitsmarktmmodell von dynamischen Aspekten ab, berücksichtigt also weder Bruttoströmungen und Zustandswechsel noch die damit verbundenen Arbeitsmarktfriktionen. Wir sehen außerdem von Monopsonmacht der Arbeitgeber ab. Es handelt sich um ein Modell, das vor allem dazu geeignet ist, mittel- bis langfristige Entwicklungen zu analysieren.³¹ Zum Abschluss dieses Kapitels gehen wir kurz auf Grenzen und Ergänzungen der empirischen Analyse ein (vgl. ausführlicher Burda und Seele 2016).

5.4.1 Arbeitsmarktmmodell: Marshall vs. Pigou

Unsere theoretische Analyse beginnt mit dem Arbeitsmarktmmodell mit Markträumung nach Alfred Marshall. Auf dem Arbeitsmarkt werden Arbeitsstunden gehandelt, die Unternehmen in der Produktion einsetzen, um ihren Gewinn zu maximieren. Auf der Angebotsseite stehen Menschen, die diese Arbeitsstunden in der Produktion leisten. Die Arbeitsnachfrage $L^D(W, X)$ und das Arbeitsangebot $L^S(W, Z, \bar{L})$ seien stetige Funktionen mit den üblichen Standardeigenschaften. Das Arbeitsangebot (L^S) nimmt mit steigendem Lohn zu; die Arbeitsnachfrage (L^D) sinkt mit steigendem Lohn.³² Im Gleichgewicht ist der Lohn markträumend, so dass die beobachtete Menge an Arbeitsstunden (L) sowohl gleich der Nachfrage als auch gleich dem Angebot ist ($L = L^S = L^D$).

Neben dem Lohn W beeinflussen Faktoren die Arbeitsnachfrage, die mit der Grenzwertproduktivität von Arbeit zusammenhängen; wir kennzeichnen diese Faktoren mit X . Dies sind zum Beispiel die Technologie, Terms of Trade, die Produktnachfrage sowie im Allgemeinen der Außenhandel. Was das Arbeitsangebot angeht, unterscheiden wir zwei exogene Einflüsse auf das Angebot von Arbeitsstunden durch Erwerbspersonen. \hat{L} erfasst das Gesamtpotenzial an Arbeitsstunden durch erwerbsfähige Personen; hier gehen auch Einflüsse wie die Demographie, die Einwanderung und physiologische Beschränkungen mit ein. Zweitens beschreibt Z jene Faktoren, die das Arbeitsangebot zu einem gegebenen Lohn und zu einer gegebenen Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter, \hat{L} , bestimmen. Die Interpretation des Arbeitsmarkts nach Marshall bei Markträumung findet sich in Abbildung 5.8a).

Log-linearisiert ergibt sich aus der Gleichgewichtsbedingung im Modell nach Marshall das folgende Nachfrage-Angebot-Gleichungssystem in den Veränderungen der Beschäftigung (Δ)

³¹Im Sinne von Pissarides (2000) ist auch eine Erweiterung des Modells mit dem Ergebnis möglich, dass Arbeitslosigkeit durch das erschwerte Zusammenführen von Arbeitsangebot (Arbeitssuchenden) und Arbeitsnachfrage (Stellenangebot, offene Stellen) entsteht. Die Ergebnisse bleiben weitgehend unberührt. Stops (2015), Klinger und Rothe (2012), Fahr und Sunde (2009) sowie Jacobi und Kluve (2007) betonen, dass seit den deutschen Arbeitsmarktformen das Zusammenführen von Arbeitsangebot und -nachfrage erleichtert wurde.

³² $L_W^D < 0, L_X^D > 0, L_W^S > 0, L_Z^S > 0$. Bei rückwärtsgeneigten Angebotskurven verliert die folgende Analyse ihre Gültigkeit.

und des Lohns (Δw), wobei kleine Buchstaben natürliche Logarithmen kennzeichnen:

$$\text{Nachfrage:} \quad \Delta I^D = \Delta \bar{I}^D - \eta \Delta w \quad (5.7)$$

$$\text{Angebot:} \quad \Delta I^S = \Delta \bar{I} + \Delta \bar{I}^S + \epsilon \Delta w \quad (5.8)$$

$$\text{Gleichgewicht:} \quad \Delta I = \Delta I^D = \Delta I^S \quad (5.9)$$

Die Elastizitäten der Nachfrage η und des Angebots ϵ beziehen sich auf Lohnänderungen. Ferner ist $\Delta \bar{I}^D = \epsilon_X \Delta x$ die exogene Verschiebung (Schock) der Arbeitsnachfrage, $\Delta \bar{I}$ die Verschiebung der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter und $\Delta \bar{I}^S = \epsilon_Z \Delta z$ die Verschiebung des Arbeitsangebots bei konstanter erwerbsfähiger Bevölkerung.

Bei Markträumung nach Marshall gilt das folgende Gleichgewicht für die beiden endogenen Variablen Beschäftigung und Lohn:

$$\Delta I = \frac{\epsilon \Delta \bar{I}^D + \eta (\Delta \bar{I}^S + \Delta \bar{I})}{\eta + \epsilon} \quad (5.10)$$

$$\Delta w = \frac{\Delta \bar{I}^D - \Delta \bar{I}^S - \Delta \bar{I}}{\eta + \epsilon}, \quad (5.11)$$

so dass bei isolierten Verschiebungen des Arbeitsangebots ($\Delta \bar{I}$ oder $\Delta \bar{I}^S$) bzw. der Nachfrage ($\Delta \bar{I}^D$) eindeutige Aussagen zu den Folgen für die Lohnänderung Δw und die Beschäftigungsänderung ΔI im Gleichgewicht möglich sind. Je größer die Nachfrage- und Angebotselastizitäten, desto geringer ist der Einfluss einer Angebots- oder Nachfrageverschiebung auf die Entlohnung und umso stärker auf die Beschäftigung. Nun betrachten wir die Folgen von exogenen Änderungen von Variablen (Schocks) für die Erwerbs- und die Erwerbstätigenquote. Bei gleichbleibender Aktivierung der Erwerbsbevölkerung ($\Delta \bar{I}^S \equiv \epsilon_Z \Delta z = 0$) gilt für die Veränderung der Erwerbstätigenquote:³³

$$\Delta e \equiv \Delta I + \Delta \bar{I} = \epsilon \Delta w + \Delta \bar{I}^S \quad (5.12)$$

Bei Markträumung und konstantem Arbeitsangebotsverhalten (also konstantem Anteil der erwerbsfähigen Bevölkerung, die zum Lohnsatz W arbeiten möchte) sind Veränderungen der Erwerbstätigenquote und der Löhne über Individuen oder Gruppen von Individuen in Teilarbeitsmärkten hinweg positiv korreliert. Erwerbslosigkeit ist freiwillig und dient als Rechtfertigung für die bekannte negative Beziehung zwischen Lohn und Arbeitslosigkeit („Wage curve“), die Blanchflower und Oswald (1994) empirisch festgestellt haben. Verschiebungen der Aktivierung (Z) können allerdings die Korrelation umkehren. Dann wird die positive Korrelation zwischen Lohnveränderungen und Veränderungen der Erwerbstätigenquote möglicherweise abgeschwächt

³³Bei Verwendung von (6) gilt: $\Delta e \approx \Delta I - \Delta \bar{I} = \Delta \bar{I}^S + \epsilon \Delta w$.

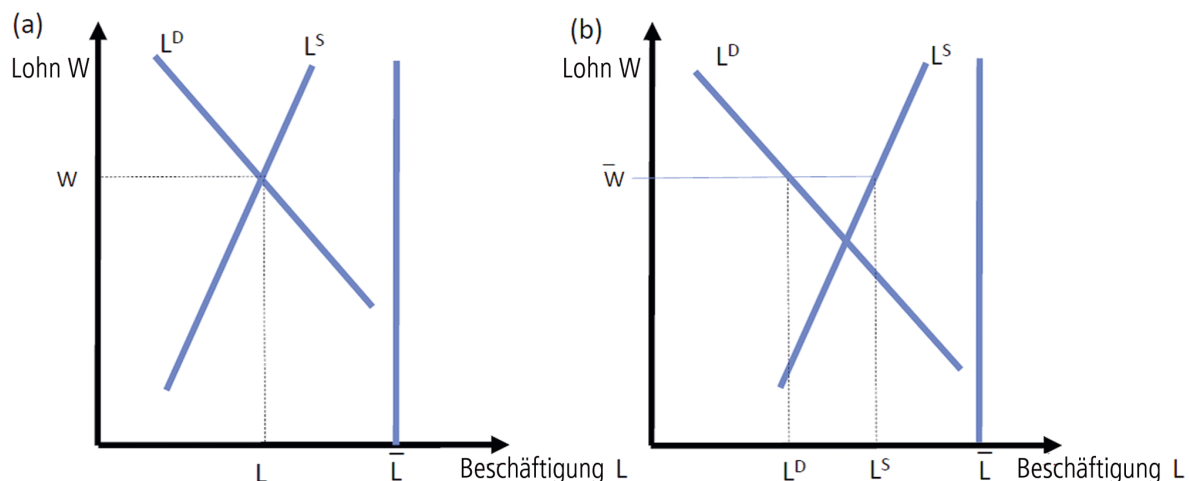


Abbildung 5.8: Zwei Sichtweisen des Arbeitsmarkts: a) Marshall vs. b) Pigou.

Anmerkung: In Diagramm a) führen die Beschäftigung L und der Lohn W zur Markträumung, so dass das Arbeitsangebot (L^S) gleich der Arbeitsnachfrage (L^D) ist. In diesem Fall ist Arbeitslosigkeit ausschließlich freiwillig und umfasst die horizontale Strecke von $\bar{L} - L$. Im zweiten Diagramm b) liegt der Lohn \bar{W} über dem Markträumungslohn, so dass Angebot und Nachfrage nicht gleich sind und unfreiwillige Erwerbslosigkeit (Arbeitslosigkeit) besteht: $L^S - L^D$. Gleichzeitig führen steigende Löhne zu einer höheren Erwerbsbeteiligung L^S , ceteris paribus. Quelle: Eigene Darstellung.

oder sogar umgekehrt.

Bei Markträumung gilt, dass die Veränderung der Erwerbsquote gleich der Veränderung der Erwerbstätigenquote ist ($\Delta p = \Delta e$), da Arbeitslosigkeit hier als „freiwillig“ auszulegen ist. Zusammengefasst impliziert das Modell bei Markträumung:

$$\Delta w = \frac{\Delta \bar{I}^D - \Delta \bar{I}^S - \Delta \bar{I}}{\eta + \epsilon} \quad (5.13)$$

$$\Delta e = \Delta p = \frac{\eta \Delta \bar{I}^S - \epsilon \Delta \bar{I} + \epsilon \Delta \bar{I}^D}{\eta + \epsilon} \quad (5.14)$$

Bei konstantem Erwerbsverhalten über die beobachteten Teilarbeitsmärkte in einer gegebenen Stichprobe lässt sich bereits aus (13) und (14) ein positiver Zusammenhang zwischen Lohnänderungen Δw und Änderungen der Erwerbstätigenquote Δe ableiten: Ist $\text{var}(\Delta \bar{I}^S) \approx 0$, dann $\rho(\Delta e, \Delta w) > 0$, wobei ρ den einfachen Korrelationskoeffizienten bezeichnet. Ebenso erwarten wir bei einem stabilen Angebotsverhalten $\rho(\Delta p, \Delta w) > 0$.³⁴ Gemäß der Vision vom Arbeitsmarkt nach Pigou herrscht hingegen bei Lohnstarrheit keine Markträumung, wie in Abbildung

³⁴Allgemeiner formuliert: Seien $\Delta \bar{I}^D, \Delta \bar{I}^S, \Delta \bar{I}$ unabhängig verteilt mit Varianzen $\sigma_{\bar{I}^D}^2, \sigma_{\bar{I}^S}^2, \sigma_{\bar{I}}^2$, so ergibt sich: $\text{cov}(\Delta w, \Delta e) = \text{cov}(\Delta w, \Delta p) = \frac{\epsilon(\sigma_{\bar{I}^D}^2 + \sigma_{\bar{I}}^2) - \eta \sigma_{\bar{I}^S}^2}{(\eta + \epsilon)^2}$, welche ein positives (bzw. negatives) Vorzeichen hat, wenn $\frac{\epsilon}{\eta} > \frac{\sigma_{\bar{I}^S}^2}{\sigma_{\bar{I}^D}^2 + \sigma_{\bar{I}}^2}$ (bzw. $\frac{\epsilon}{\eta} < \frac{\sigma_{\bar{I}^S}^2}{\sigma_{\bar{I}^D}^2 + \sigma_{\bar{I}}^2}$). Die gleiche Aussage gilt auch für das Vorzeichen der Korrelationskoeffizienten, die wir im Abschnitt 5.4 untersuchen.

5.8b) mit einem Lohn w über dem Markträumungsniveau dargestellt. Somit bestimmt die Nachfrageseite als „kürzere Seite“ des Arbeitsmarktes die Beschäftigung und es entsteht unfreiwillige Arbeitslosigkeit. Um die Rigidität der Lohnsetzung zuzulassen, modellieren wir die beobachtete Lohnänderung Δw als lineare Kombination aus dem kontrafaktischen Lohn bei Markträumung (13) und einer exogen vorgegebenen Veränderung des „rigiden Lohns,“ $\Delta \bar{w}$. Der Parameter $\phi \in [0, 1]$ bringt das Gewicht des Markträumungslohns und den Grad an Lohnflexibilität zum Ausdruck. $\phi = 0$ kennzeichnet vollkommene Lohnstarrheit, während $\phi = 1$ den vollkommen flexiblen Lohn kennzeichnet. Demzufolge ist die Gleichheit von Angebot und Nachfrage nicht mehr gegeben, sobald $\phi < 1$ ist. In diesem Fall entsteht unfreiwillige Arbeitslosigkeit, und die Erwerbslosenquote nach OECD/ILO-Definition, u^{ILO} , sei $(L^S - L^D)/L^S$ bzw. annäherungsweise $I^S - I^D$ mit Veränderung $\Delta I^S - \Delta I^D$.³⁵ Im Gegensatz ist die Erwerbstätigenquote $L = \bar{L}$ und deren Veränderung näherungsweise $\Delta I^D - \Delta \bar{I}$. Damit ergeben sich Änderungen erster Ordnung der logarithmierten Löhne sowie der logarithmierten Beschäftigung bei einem starren Arbeitsmarkt ($\phi = 0$) wie folgt:

$$\Delta w = \frac{\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I}^D - \frac{\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I}^S - \frac{\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I} + (1 - \phi) \Delta \bar{w} \quad (5.15)$$

$$\Delta I = \Delta I^D = \left(1 - \frac{\eta\phi}{\eta + \epsilon}\right) \Delta \bar{I}^D + \frac{\eta\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I}^S + \frac{\eta\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I} - \eta(1 - \phi) \Delta \bar{w}. \quad (5.16)$$

Die OECD/ILO-Erwerbslosenquote und die Erwerbstätigenquote ändern sich wie folgt:

$$\Delta u^{ILO} = \Delta I^S - \Delta I^D = (1 - \phi) \left(\Delta \bar{I} + \Delta \bar{I}^S - \Delta \bar{I}^D + (\eta + \epsilon) \Delta \bar{w} \right), \quad (5.17)$$

$$\Delta e \approx \Delta I^D - \Delta \bar{I} = \left(1 - \frac{\eta\phi}{\eta + \epsilon}\right) \Delta \bar{I}^D + \frac{\eta\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I}^S - \eta(1 - \phi) \Delta \bar{w} - \Delta \bar{I}. \quad (5.18)$$

Wenn Markträumung herrscht ($\phi = 1$), sind auch die unfreiwillige Arbeitslosigkeit und ihre Veränderungen gleich Null. Bei vollkommener Lohnstarrheit ($\phi = 0$) ist die Änderung der Erwerbstätigenquote und der Erwerbslosenquote laut OECD/ILO-Definition gleich der Summe der exogenen Verschiebungen von Arbeitsnachfrage, Arbeitsangebot und Lohnrigidität.

Da das Arbeitsangebot mit $L^S(W, Z, \bar{L})$ und die logarithmierten Veränderungen des Arbeitsangebots mit $\Delta I^S = \Delta \bar{I}^S + \Delta \bar{I} + \epsilon \Delta w$ beschrieben sind, lässt sich die Veränderung der Erwerbsquote abschließend herleiten als:

$$\Delta p \approx \Delta \ln p = \Delta I^S - \Delta \bar{I} = \frac{\eta + (1 - \phi)\epsilon}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I}^S + \frac{\epsilon\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I}^D - \frac{\epsilon\phi}{\eta + \epsilon} \Delta \bar{I} + (1 - \phi)\epsilon \Delta \bar{w}. \quad (5.19)$$

³⁵Hinweis: $u^{ILO} = (L^S - L^D)/L^S = 1 - L^D/L^S$ und damit $\ln(L^D/L^S) = \ln(1 - u^{ILO}) \approx -u^{ILO}$, sowie $\ln(L^D/L^S) = I^D - I^S$ und daher $u^{ILO} \approx I^S - I^D$.

Wenn keine Markträumung vorliegt ($\phi < 1$), erhöht sich die Erwerbsquote bei positivem Schock auf die Arbeitsnachfrage ($\Delta \bar{I}^D > 0$) oder bei einem Angebotsaktivierungsschock ($\Delta \bar{I}^S > 0$). Sie sinkt jedoch bei einer Zunahme der Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter ($\Delta \bar{I} > 0$) oder bei einem Rückgang des starren Lohnniveaus ($\Delta \bar{w} < 0$). Wenn sich die Lohnflexibilität erhöht (ϕ steigt), nähert sich der Arbeitsmarkt der Markträumung, bis schließlich die Veränderungen der Erwerbsquoten mit den Veränderungen der Erwerbstätigenquoten übereinstimmen. Bei unabhängigen Schocks $\Delta \bar{I}^D$, $\Delta \bar{I}^S$, $\Delta \bar{I}$, $\Delta \bar{w}$ lassen sich die Kovarianzen zwischen den Lohnveränderungen Δw und Veränderungen der Erwerbstätigenquoten Δe oder der Erwerbsquoten Δp herleiten:

$$\text{cov}(\Delta w, \Delta e) = \frac{\epsilon + (1 - \phi)\eta}{\eta + \epsilon} \phi \sigma_{I^D}^2 - \frac{\eta \phi^2}{(\eta + \epsilon)^2} \sigma_{I^S}^2 + \frac{\epsilon \phi}{\eta + \epsilon} \sigma_I^2 + (1 - \phi)^2 \eta \sigma_w^2 \quad (5.20)$$

$$\text{cov}(\Delta w, \Delta p) = \frac{\epsilon \phi^2}{(\eta + \epsilon)^2} \sigma_{I^D}^2 - \frac{\epsilon + (1 - \phi)\eta}{\eta + \epsilon} \frac{\phi}{\eta + \epsilon} \sigma_{I^S}^2 + \frac{\epsilon \phi^2}{\eta + \epsilon} \sigma_I^2 + (1 - \phi)^2 \epsilon \sigma_w^2. \quad (5.21)$$

Zunächst einmal ist festzustellen, dass die Vorzeichen der Kovarianzen zwischen Lohn und Erwerbstätigenquote beziehungsweise Erwerbsquoten unbestimmt sind. Sie haben das gleiche Vorzeichen nur, wenn Markträumung vorherrscht. Ist hingegen ein wichtiger Anteil der Varianz durch Variabilität der Lohnrigidität bestimmt, ist zu erwarten, dass die Kovarianzen entgegengesetzte Vorzeichen haben. Zusammengefasst folgt eine positive Korrelation zwischen Lohn und Erwerbstätigenquoten beziehungsweise Erwerbsbeteiligungsquoten, wenn Nachfrageschocks oder Schocks zur Erwerbsbeteiligung vorherrschen ($\sigma_{I^D}^2 \gg 0$, $\sigma_I^2 \gg 0$, mit $\sigma_{I^S}^2 \approx 0$, $\sigma_w^2 \approx 0$). Im Gegensatz dazu ruft eine Dominanz der Aktivierungsschocks ($\sigma_{I^S}^2 \gg 0$ mit $\sigma_{I^D}^2 \approx 0$, $\sigma_I^2 \approx 0$, $\sigma_w^2 \approx 0$) in der betrachteten Stichprobe eine negative Korrelation zwischen Veränderungen der Löhne und beider Indikatoren hervor. Auf dominante Schocks der Lohnfindung ($\sigma_w^2 \gg 0$ mit $\sigma_{I^D}^2 \approx 0$, $\sigma_I^2 \approx 0$, $\sigma_{I^S}^2 \approx 0$) bei nicht geräumten Arbeitsmärkten folgt auch eine negative Kovarianz zwischen Löhnen und Erwerbstätigenquoten, aber ein positiver Zusammenhang zwischen Lohnänderungen und Erwerbsquoten.

5.4.2 Hypothesen: Zusammenhang zwischen Lohn- und Erwerbsindikatoren

Abbildung 5.9 stellt beide Visionen des Arbeitsmarkts dar, wenn sich die nachgefragte Menge an Arbeitskräften entlang der Nachfragekurve bewegt. In Diagramm 5.9a) ist ein positiver Aktivierungsschock des Arbeitsangebots, $\Delta \bar{I}^S > 0$, bei gegebener Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter zu sehen, verursacht zum Beispiel durch die Einführung des Rechts auf Teilzeitarbeit und die Hartz-Reformen. Im Gegensatz dazu zeigt Diagramm 5.9b) eine erhöhte Lohnflexibilität bei einem negativen Schock auf die Lohnrigidität $\Delta \bar{w} < 0$, beispielsweise in Deutschland seit Mitte

der neunziger Jahre als Lohnzurückhaltung der Tarifparteien erkennbar. Weil der Lohn in diesem Fall höher ist als bei Markträumung, bestimmt die Arbeitsnachfrage die Beschäftigung am Arbeitsmarkt. Ein exogener Rückgang der Lohnrigidität $\Delta \bar{w} < 0$ würde die Erwerbsbeteiligung reduzieren, ceteris paribus.

Tabelle 5.7: Arbeitsmarkthypothesen bezüglich der Korrelation (ρ) abgeleitet von Marshall und Pigou.

	$\rho(\Delta w, \Delta p) < 0$	$\rho(\Delta w, \Delta p) \approx 0$	$\rho(\Delta w, \Delta p) > 0$
$\rho(\Delta w, \Delta e) < 0$	Markträumung ($\phi \rightarrow 1$), vorwiegend Schocks zur Aktivierung (ΔI^S)	keine Aussage möglich	Lohnrigidität ($\phi \rightarrow 0$), vorwiegend Schocks zur Lohnrigidität ($\Delta \bar{w}$)
$\rho(\Delta w, \Delta e) \approx 0$	keine Aussage möglich	keine Aussage möglich	keine Aussage möglich
$\rho(\Delta w, \Delta e) > 0$	Lohnrigidität ($\phi \rightarrow 0$), vorwiegend Schocks zur Nachfrage (ΔI^D) bzw. Aktivierung (ΔI^S)	keine Aussage möglich	Markträumung ($\phi \rightarrow 1$), vorwiegend Schocks der Nachfrage (ΔI^D) bzw. der erwerbsfähigen Bevölkerung ($\Delta \bar{I}$)

Quelle: Eigene Darstellung.

Wie in Tabelle 5.7 gezeigt, können wir aus den Modellen nach Marshall und Pigou vier unterscheidbare Zustandsänderungen des Arbeitsmarktes ableiten. Die vier Fälle sind jedoch nur bei tatsächlich signifikanten Kovarianzen der Lohnveränderungen mit den Änderungen der Erwerbsindikatoren zu unterscheiden. Zudem gilt dies nur unter der Annahme der vollständigen Substituierbarkeit mehrerer Typen von Arbeit. Weitere Einschränkungen hat das Arbeitsmarktmodell, sobald Arbeitgeber über Verhandlungsmacht verfügen. Darüber hinaus beinhalten die Modelle keinerlei Arbeitsmarktdynamiken.

5.4.3 Empirische Evidenz: Hauptrolle Aktivierung des Arbeitsangebots

Aus Tabelle 5.7 erhalten wir bei Markträumung und Angebotsschock zwei Hypothesen, die wir anschließend empirisch überprüfen:

- 1) Bei negativer Korrelation zwischen Lohnveränderungen und Veränderungen der Erwerbstätigenquote bewegt sich die beobachtete Menge an Arbeitskräften entlang der Nachfragekurve. Ursächlich kann entweder eine Abnahme der Lohnrigidität ($\Delta \bar{w} < 0$) bei nichtgeräumten Märkten oder ein Aktivierungsschock (eine exogen erhöhte Erwerbsbeteiligung) bei Markträumung vorliegen.
- 2) Bei gleichzeitig negativer Korrelation zwischen Lohnveränderungen und Veränderungen der Erwerbsquote liegt ein positiver Erwerbsbeteiligungsschock ($\Delta \bar{I}^S > 0$) bei Markträumung vor.

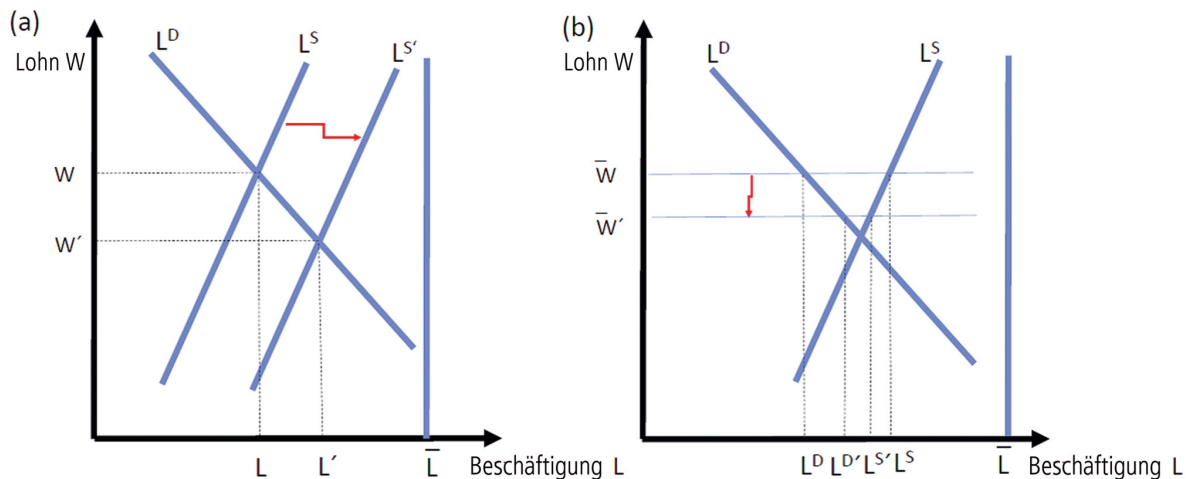


Abbildung 5.9: Die Folge eines (a) Angebotsschocks vs. (b) Lohnzurückhaltung.

Anmerkung: Diagramm (a) stellt eine Arbeitsmarktpolitik bei Markträumung dar, welche zu einer Rechtsverschiebung des Arbeitsangebots bei gegebener Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter führt. Dabei sinkt der Marktlohn, während die Beschäftigung und die Erwerbsbeteiligung (Differenz von L^S und \bar{L}) steigen. In Diagramm (b) führt eine abnehmende Lohnstarre zu sinkenden Löhnen bei steigender Beschäftigung sowie einer sinkenden Arbeitslosigkeit, jedoch sinkender Erwerbsbeteiligung: $\bar{L} - L^S > \bar{L} - L^{S'}$. Quelle: Eigene Darstellung.

Bei der ersten Hypothese geht es darum, ob eine stabile Nachfrage in bestimmten Teilarbeitsmärkten und Zeitintervallen vorliegt beziehungsweise nicht abgelehnt werden kann. Dieser Test geht ursprünglich auf Katz und Murphy (1992) zurück.³⁶ Sinngemäß fassten Katz und Murphy die Hypothese wie folgt zusammen: Wenn eine negative Korrelation von Lohnänderung und Beschäftigungsänderung nicht abgelehnt werden kann, ist die Lage auf dem Arbeitsmarkt ausschließlich durch das Angebot zu erklären. Allerdings nutzen wir als Beschäftigungsindikatoren Erwerbstätigen- und Erwerbsquoten anstelle von reinen Beschäftigungsveränderungen, wie sie Katz und Murphy verwenden. Vorteil dieser Erweiterung ist, dass wir die Demographie berücksichtigen und der Aktivierung der Erwerbsfähigen Rechnung tragen können.

Ziel ist es, die Korrelationen bereinigt von konjunkturellen Schwankungen und allgemeinen Arbeitsmarkttrends über die zuvor in Abschnitt 5.2.1 beschriebenen Teilarbeitsmärkte zu betrachten. Zum einen nutzen wir die berechneten Medianstundenentgelte von sozialversicherungspflichtigen Teilzeit- und Vollzeitbeschäftigten, um den jeweils relativen gewichteten

³⁶Katz und Murphy (1992) analysierten die Entwicklung der Ungleichheit auf dem amerikanischen Arbeitsmarkt bis in die achtziger Jahre. Sie unterschieden nicht zwischen Arbeitsangebotsschocks, die an der extensiven Marge entstehen (beispielsweise im Hinblick auf die erwerbsfähige Bevölkerung), und solchen, die an der intensiven Marge entstehen (beispielsweise im Hinblick auf die Erwerbspartizipation bzw. „Aktivierung“). Zur Überprüfung der Quelle der Lohnungleichheit in den Vereinigten Staaten legen die Autoren ein Modell zu Grunde, das eine Substituierbarkeit der verschiedenen Arbeitstypen im Rahmen einer neoklassischen Produktionsfunktion zulässt, die hier jedoch ausgeschlossen ist (vgl. Burda und Seele 2016).

Lohn für jeden Teilarbeitsmarkt zu erhalten:

$$\omega_{it} = w_{it} / \left(\sum_{t=1}^T \left(\frac{\gamma_{it}}{T} \right) \cdot \sum_{i=1}^N \left(\frac{w_{it}}{N} \right) \right) \quad (5.22)$$

wobei mit der relativen Beschäftigung gewichtet wird:

$$\gamma_{it} = L_{it} / \sum_{i=1}^N L_{it} \quad (5.23)$$

Wir setzen den Lohn jedes Teilarbeitsmarktes relativ zum gewichteten Lohn, der im Arbeitsmarkt vorherrscht. Damit bekommen Teilarbeitsmärkte mit hohem Beschäftigungsanteil die entsprechende Bedeutung in der Korrelation. Zudem werden allgemeine Lohnentwicklungen, die alle Gruppen betreffen, relativiert bzw. abgeschwächt. Um konjunkturelle Einflüsse zu mindern, bilden wir Periodendurchschnitte von relativen Löhnen und Erwerbstätigen- bzw. Erwerbsbeteiligungsquoten für folgende Zeitintervalle:

1995: 1993–1998 **2000:** 1999–2002 **2005:** 2003–2008 **2010:** 2009–2014

Von den Periodendurchschnitten der drei Variablen (relativeLöhne, Erwerbstätigenquoten, Erwerbsquoten) bilden wir jeweils die erste Differenz zwischen den Intervallen. Zusammenfassend korrelieren wir folgende Variablen: i) Einfache Differenzen der Indikatoren Erwerbstätigenquoten und Erwerbsquoten sowie ii) Einfache Differenzen der relativen Stundenentgelte, gewichtet mit einem durchschnittlichen Beschäftigungsanteil der Gruppe. Tabelle 5.8 zeigt links die Korrelationen für Hypothese 1) und rechts für Hypothese 2). Erste Erkenntnis ist, dass der deutsche Arbeitsmarkt eher dem Markträumungsmodell von Marshall entspricht als dem Modell von Pigou, da die korrespondierenden Korrelationen der Tabellen rechts und links meist das gleiche Vorzeichen aufweisen. Ab der Veränderung von 2000 auf 2005 zeigen sich beide Korrelationen stark negativ für Gesamtdeutschland, was wir als angebotsgetriebenen Arbeitsmarkt mit erhöhter Aktivierung als Folge der Arbeitsmarktreformen interpretieren.

Wenn wir nach Regionen in Ost und West sowie nach Geschlecht unterteilen, zeigt sich teilweise die Heterogenität des deutschen Arbeitsmarktes, insbesondere vor den Hartz-Reformen. Der westdeutsche Arbeitsmarkt wechselt von nachfragedominiert hin zu angebotsdominiert, wobei der Aktivierungsschub bei den westdeutschen Männern etwas früher einsetzt als bei den westdeutschen Frauen. Der ostdeutsche Arbeitsmarkt für Männer ist seit der Wiedervereinigung primär angebotsgetrieben und von Erwerbsbeteiligungsschocks gekennzeichnet. Der Arbeitsmarkt der ostdeutschen Frauen ist bereits vor den Arbeitsmarktreformen angebotsdominiert.

Tabelle 5.8: Korrelationen von Lohnveränderungen mit Veränderungen der Erwerbstätigen- und Erwerbsquoten

		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Deutsche	1995	0,05	-0,05	-0,37	Deutsche	1995	0,05	-0,13	-0,49
Erwerbstätigenquoten	2000		-0,30	-0,51	Erwerbsquoten	2000		-0,43	-0,60
37 Beobachtungen	2005			-0,63	37 Beobachtungen	2005			-0,67
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Westdeutsche	1995	0,25	0,34	0,39	Westdeutsche	1995	0,27	0,36	0,37
Erwerbstätigenquoten	2000		0,32	0,38	Erwerbsquoten	2000		0,37	0,37
19 Beobachtungen	2005			-0,37	19 Beobachtungen	2005			-0,32
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Westdeutsche Männer,	1995	0,26	0,83	0,72	Westdeutsche Männer,	1995	0,55	0,92	0,70
Erwerbstätigenquoten	2000		0,54	-0,85	Erwerbsquoten	2000		0,59	-0,93
9 Beobachtungen	2005			-0,87	9 Beobachtungen	2005			-0,93
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Westdeutsche Frauen,	1995	0,58	0,57	0,69	Westdeutsche Frauen,	1995	0,56	0,59	0,65
Erwerbstätigenquoten	2000		0,50	0,73	Erwerbsquoten	2000		0,56	0,74
10 Beobachtungen	2005			-0,41	10 Beobachtungen	2005			-0,35
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Ostdeutsche	1995	0,04	-0,30	-0,62	Ostdeutsche	1995	0,03	-0,43	-0,78
Erwerbstätigenquoten	2000		-0,57	-0,72	Erwerbsquoten	2000		-0,81	-0,88
18 Beobachtungen	2005			-0,79	18 Beobachtungen	2005			-0,88
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Ostdeutsche Männer	1995	-0,45	-0,58	-0,74	Ostdeutsche Männer,	1995	-0,36	-0,65	-0,84
Erwerbstätigenquoten	2000		-0,70	-0,86	Erwerbsquoten	2000		-0,91	-0,98
9 Beobachtungen	2005			-0,95	9 Beobachtungen	2005			-0,99
		2000	2005	2010			2000	2005	2010
Ostdeutsche Frauen	1995	0,10	0,14	-0,50	Ostdeutsche Frauen,	1995	0,23	-0,02	-0,72
Erwerbstätigenquoten	2000		-0,56	-0,74	Erwerbsquoten	2000		-0,88	-0,96
9 Beobachtungen	2005			-0,82	9 Beobachtungen	2005			-0,94

Anmerkung: Fünf-Jahres-Intervalle um das genannte Jahr.

Quelle: SIAB, SOEP und destatis, eigene Berechnungen.

5.5 Offene Fragen: Mindestlohn und Zeitarbeit

Die Erwerbstätigkeit in Deutschland hat sich seit Mitte der zweitausender Jahre kräftig ausgebaut, trotz relativ bescheidenen Wachstums des Bruttoinlandsprodukts und trotz stabilen Volumens der Arbeitsstunden. Die Erwerbstätigkeit wurde durch eine erhebliche Umverteilung von Arbeitsstunden auf mehr Erwerbstätige erweitert. Vielen Menschen hat der kräftige Ausbau der Teilzeit die Rückkehr ins Erwerbsleben ermöglicht. Der Preis dafür waren ein starker Ausbau der Beschäftigung im unteren Lohnsegment und eine starke Zunahme der Lohnungleichheit. Die Rückgänge des Stundenentgelts in der Zeitspanne 2003–11 sind in unseren Daten für Teilzeitbeschäftigte noch stärker ausgefallen als für Vollzeitbeschäftigte. Seit 2011 steigen die Stundenlöhne entlang der gesamten Lohnverteilung für alle Teilarbeitsmärkte wieder.

Der empirische Befund deutet darauf hin, dass der deutsche Arbeitsmarkt in den Jahren 2003–11 vorwiegend von Arbeitsangebotsschocks bei gleicher Erwerbsbevölkerung betroffen war, und dass er sich in diesen Jahren am besten wie ein Marshallsches Gleichgewicht beschreiben lässt, das sich entlang einer stabilen Nachfragekurve bewegt. Folglich ist das Arbeitsangebot der entscheidende Treiber des deutschen „Arbeitsmarktwunders“. Somit identifizieren wir einen positiven Erwerbsbeteiligungsschock – einen Arbeitsangebotsschock bei konstanter Erwerbsbe-

völkerung, in der Periode 2003–11 – für den wir die Hartz-Reformen als ursächlich sehen. Die Lohnzurückhaltung, die von mehreren Forschern hervorgehoben wurde, erscheint nach unseren Einsichten als eine notwendige, aber nicht hinreichende Bedingung für den massiven Ausbau der Beschäftigung. Plakativ ausgedrückt: Die Lohnspreizung allein bringt nicht mehr Menschen in Beschäftigung. Die Erwerbsfähigen müssen auch bereit und verfügbar sein, für einen niedrigeren Lohn zu arbeiten.

Wir stellen fest, dass die Hartz-Reformen und die Flexibilisierung des deutschen Arbeitsmarkts keineswegs permanent sind. Sie waren jedoch notwendig, um Deutschland aus strukturellen Problemen auf dem Arbeitsmarkt zu lösen. Mit der Einführung eines gesetzlichen Mindestlohns zum Jahresbeginn 2015 folgte eine weitreichende Neuregulierung des deutschen Arbeitsmarkts, deren Wirkungen noch zu analysieren sind. Wir sehen erheblichen Forschungsbedarf, um die Beschäftigungs- und Lohneffekte der Mindestlohngesetzgebung und der Re-Regulierung der Zeitarbeit zu quantifizieren.

Unsere Erkenntnisse lassen sich nicht direkt auf die in Frankreich und anderen Ländern angekündigten Reformen übertragen, die sich in Bezug auf das institutionelle Gefüge erheblich von Deutschland unterscheiden könnten. Dennoch erwarten wir nach umfassenden Arbeitsmarktreformen signifikante Auswirkungen auf das Lohngefüge und das Beschäftigungsniveau, die auch diese Länder aus der Stagnation am Arbeitsmarkt herausführen könnten.

Danksagung: Diese Arbeit beruht zum Teil auf einem Hintergrundbericht für den Arbetsmarknadsekonomska Rådet, den schwedischen Rat für Arbeitsmarktpolitik (Burda 2016). Sie hat von der redaktionellen Begleitung durch Dr. Karen Horn und die Lektüre von Dr. Maïke Burda erheblich profitiert. Für intensiven wissenschaftlichen Austausch während eines Gastaufenthalts sind beide Autoren Henry Farber und der Industrial Relations Section an der Princeton University sowie Lars Calmfors und David Card zu besonderem Dank verpflichtet. Diese Forschung wurde vom Sonderforschungsbereich 649 und von der Strategischen Initiativeförderung der Stabstelle Internationalisierung an der Humboldt-Universität zu Berlin unterstützt. Wertvolle Forschungsassistenten leisteten Jacob Meyer und Tobias Bergmann. Die Forschungsarbeit von Stefanie Seele erfolgt unabhängig von ihrer Verbandstätigkeit.

Kapitel 6

Der deutsche Arbeitsmarkt: Ein Vergleich von Ost und West

online veröffentlicht unter

https://www.statistik-berlin-brandenburg.de/produkte/zeitschrift/2018/HZ_201802.pdf

Zusammenfassung: Im nachfolgenden Beitrag wird der Arbeitsmarkt der neuen Bundesländer mit dem der alten Bundesländer verglichen. Anhand von Ergebnissen der Erwerbstätigenrechnung im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und des Mikrozensus wird gezeigt, dass der Arbeitsmarkt der neuen Länder seit der Wiedervereinigung einen erheblichen Wandel durchlaufen hat und sich seit 2005 durch den Ausbau der Erwerbstätigkeit positiv entwickeln konnte. Wichtige Mechanismen für die Verbesserung der Arbeitsmarktlage waren die Umverteilung von Arbeitszeit und mehr Erwerbstätigkeit. Besondere Aufmerksamkeit bei der Auswertung erhält die Erfassung der Erwerbstätigen am Wohnort.

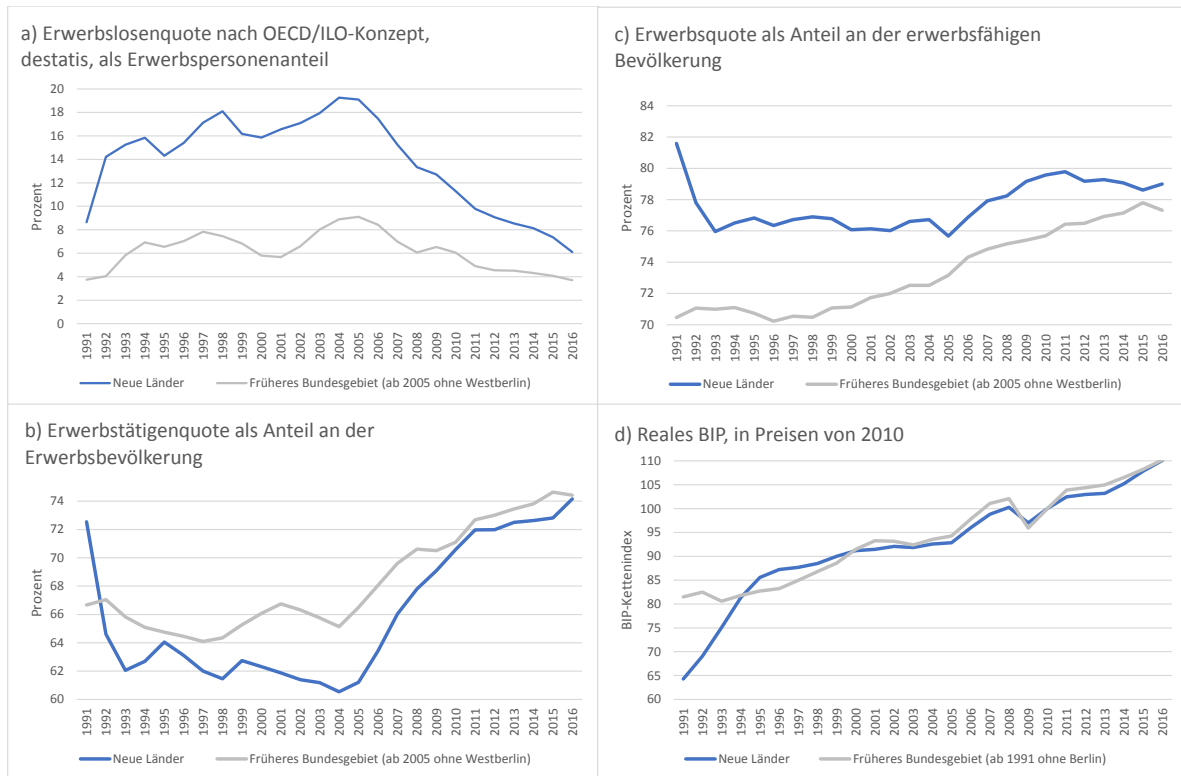
Seit dem Mauerfall hat der Arbeitsmarkt in den neuen Bundesländern einen beachtlichen Wandel vollzogen, der sich auch in der amtlichen Statistik widerspiegelt. Während in der DDR in der sozialistischen Planwirtschaft praktisch Beschäftigungsgarantie herrschte, dokumentiert die amtliche Statistik ab 1991 einen Wandel der neuen Länder zur sozialen Marktwirtschaft. Dieser Wandel führte zu einer erheblichen Steigerung der Konsumausgaben, aber gleichzeitig auch zu vermehrter Arbeitslosigkeit. Die Abbildungen 6.1.a-d zeigen die Entwicklung des Arbeitsmarktes in Ost und West seit der Wiedervereinigung anhand der vier Indikatoren Erwerbslosenquote als Anteil an den Erwerbspersonen, Erwerbstätigenquote als Anteil an der erwerbsfähigen Bevölkerung, Erwerbsquote als Anteil an der erwerbsfähigen Bevölkerung und Bruttoinlandsprodukt als Kettenindex zu konstanten Preisen.¹ Abbildung 6.3 zeigt mit einer schematischen Darstellung wie sich die deutsche Bevölkerung in Erwerbstätige, Erwerbslose, Nicht-Erwerbspersonen sowie Personen außerhalb des Erwerbsalters aufteilt und verdeutlicht den Begriff Erwerbstätige als Summe der sozialversicherungspflichtigen Voll- und Teilzeitbeschäftigten, den ausschließlich geringfügig Beschäftigten sowie Selbstständigen, Beamten u.a.

6.1 Verschlechterte Arbeitsmarktlage

In den frühen 1990er Jahren veränderte sich die Arbeitsmarktlage in den neuen Bundesländern grundlegend: Von 1991 bis 1993 fiel die Erwerbstätigenquote um über 10 Prozentpunkte, auch die Erwerbsquote sank deutlich und die Erwerbslosenquote stieg um 6 Prozentpunkte. Unmittelbar nach der Wiedervereinigung verloren viele Personen ihre Tätigkeit, wurden arbeitslos oder gingen in Frührente. Ab Mitte der 1990er Jahre verschlechterte sich die Arbeitsmarktlage weiter. Mit jedem konjunkturellen Abschwung erhöhte sich die Sockelarbeitslosigkeit und die Erwerbstätigkeit sank. Die Erwerbstätigenquote erreichte 2004 mit 60,5 % ihren Tiefpunkt. Die Erwerbslosenquote stieg 2005 auf ihren Höchststand von 19,1 %. Die Erwerbsbeteiligung stagnierte zwischen 1994 und 2005 bei gut 76 %. Bis 1996 wuchs das Bruttoinlandsprodukt der neuen Länder kräftig, insbesondere im Vergleich zu den alten Ländern. Angekurbelt wurde es von privaten und staatlichen Investitionen. Ab 1996 näherte sich das Wachstum in Ost und West an. Damit verlangsamte sich der Konvergenzprozess zwischen beiden Regionen. Abbildung 6.1.d zeigt das nahezu parallele Wachstum ab dem Jahrtausendwechsel. Zusammenfassend verschlechterten sich bis in die frühen 2000er Jahre die Arbeitsmarktindikatoren in beiden Regionen, wobei die Entwicklung in den neuen Ländern deutlich ausgeprägter war.

¹ Erwerbslose nach dem Konzept der International Labour Organisation (ILO) sind für Länder- und Zeitvergleiche besser geeignet als die registrierten Arbeitslosen der Bundesagentur für Arbeit, da der Erwerbslosenindikator unabhängig von veränderlichen sozialrechtlichen Regelungen ist. Zu beachten ist, dass im Mikrozensus alle Befragten einschließlich Berufspendlern an ihrem Wohnort erfasst werden. Der Arbeitsort von Erwerbstätigen ist häufig nicht der Wohnort. Erwerbslose hingegen haben nur einen Hauptwohnsitz. Daher ist es sinnvoll, Erwerbstätige am Wohnort ins Verhältnis zur Bevölkerung oder zu den Erwerbslosen zu setzen.

Abbildung 6.1: Vergleich des Arbeitsmarktes im früheren Bundesgebiet und in den neuen Bundesländern 1991 bis 2016



Anmerkung: Die Quoten der neuen Länder enthalten ab 2005 auch West-Berlin und erfassen Erwerbstätige, Erwerbsfähige und Erwerbslose am Wohnort. Der reale BIP-Kettenindex für die neuen Länder enthält ab 1991 auch West-Berlin.

Quelle: Mikrozensus 1991-2016, Aggregierte Datenlieferung nach Ost und West getrennt vom Statistisches Bundesamt (Destatis) sowie Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (VGRdL) 1991-2016, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart. Eigene Darstellung.

6.2 Verbesserte Arbeitsmarktlage trotz Wachstumsflaute

Ab 2005 zeigten beide Regionen mit dem sogenannten „deutschen Arbeitsmarktwunder“ eine Trendwende. In den neuen Ländern sank die Erwerbslosenquote um 13 Prozentpunkte bis 2016, obwohl das Bruttoinlandsprodukt (BIP) parallel zu dem in den alten Ländern wuchs. Selbst die Wirtschaftskrise in den Jahren 2008 und 2009 verlangsamte den Zuwachs an Erwerbstätigen in beiden Regionen nur leicht. In Abbildung 6.1.a-d lässt sich ab 2005 eine verbesserte Arbeitsmarktlage insbesondere in den neuen Ländern und eine sich angleichende Erwerbstätigen- und Erwerbslosenquote im Vergleich zu den alten Ländern ablesen.

Auch nach 2005 ließ sich eine stark verlangsamte weitere Konvergenz zwischen neuen und alten Ländern beobachten, was am Niveauunterschied des BIP je Einwohner sichtbar wird.

Allerdings wuchs seit 2012 die Arbeitsproduktivität in den neuen Ländern deutlich stärker als in den alten Ländern. Burda und Seele (2017) konnten zudem zeigen, dass ab 2012 auch die Stundenlöhne von sozialversicherungspflichtig Voll- und Teilzeitbeschäftigten in den neuen Ländern stärker anstiegen.²

6.3 Erwerbstätige am Arbeits- und Wohnort

Auch die Abbildungen 6.2.e-g zeigen die verbesserte Arbeitsmarktlage anhand der Erwerbstätigen am Arbeitsort und ab 2005 am Wohnort sowie anhand der Umzüge und des Pendlerverhaltens der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten zwischen neuen und alten Ländern. Abbildungen 6.2.e und 6.2.f differenzieren zwischen den Erwerbstätigen am Arbeitsort und den Erwerbstätigen am Wohnort. Der Niveauunterschied zwischen Erwerbstätigen am Wohn- und Arbeitsort sind Salden von Ein- bzw. Auspendelnden innerhalb Deutschlands sowie aus dem bzw. in das Ausland. Sichtbar ist, dass aus den neuen Ländern mehr Personen auspendelten, während in die alten Länder mehr Personen einpendelten. Ab 2005 stieg in den neuen Ländern der Pendlersaldo, das heißt öfter lebten Erwerbstätige in den neuen Ländern, arbeiteten aber außerhalb. In den alten Ländern lag ein negativer Pendlersaldo vor. Damit übersteigt die Zahl der Erwerbstätigen am Arbeitsort die Zahl der Erwerbstätigen am Wohnort. In beiden Regionen stieg ab 2005 die Zahl der Erwerbstätigen am Arbeitsort. 2015 erreichte die Zahl der Erwerbstätigen mit Arbeitsort in den neuen Ländern wieder das Niveau von 1995. In den alten Ländern lag die Erwerbstätigenzahl am Arbeitsort 2015 deutlich über dem Ausgangsniveau.

Abbildung 6.2.g stellt die Mobilität anhand der Anzahl an Umzügen und Berufspendelnden zwischen beiden Regionen dar. Seit der Wiedervereinigung haben die neuen Länder durch Umzüge per Saldo 1,1 Mio. Personen an die alten Bundesländer verloren. Ab 2009 nahm der Wanderungssaldo deutlich ab und betrug seitdem unter 20 000 Personen jährlich. Seit 2013 ist der Wanderungssaldo leicht positiv, das heißt etwas mehr Menschen zogen aus den alten Ländern in die neuen Länder als umgekehrt.

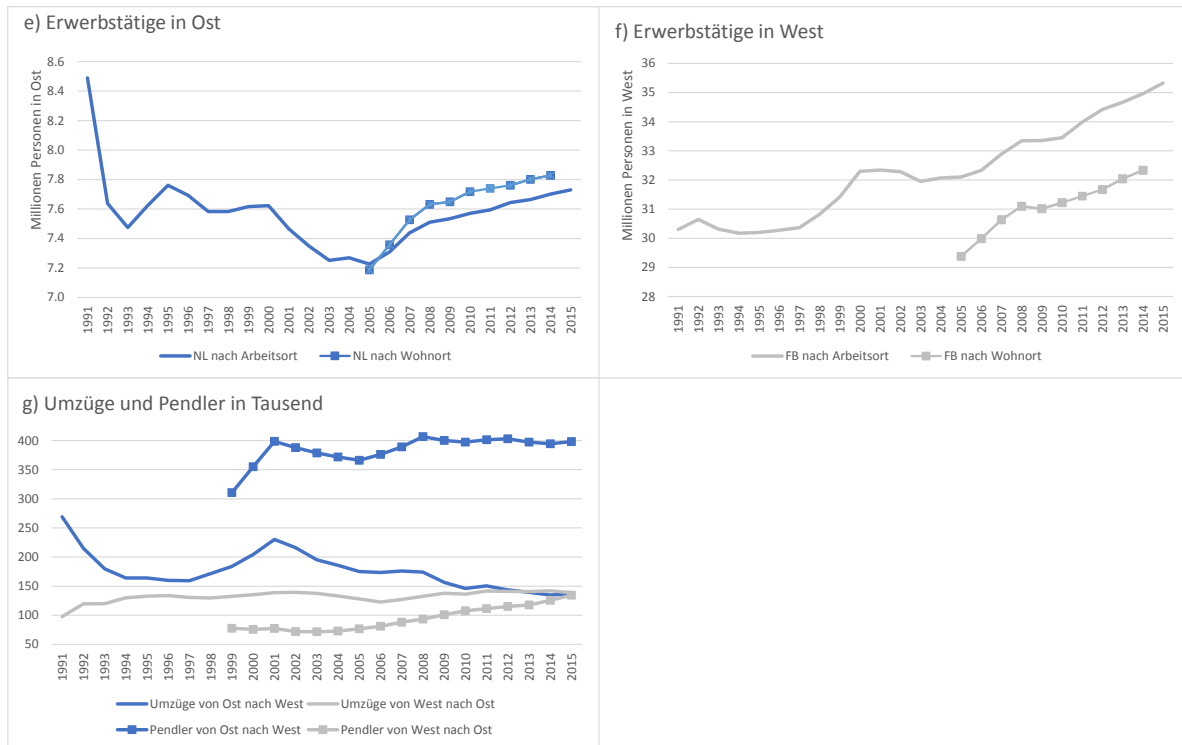
Seit 1999 ist die Zahl der Berufspendelnden zwischen neuen und alten Ländern in beide Richtungen gestiegen.³ 2015 arbeiteten 398 400 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in den alten Ländern, wohnten aber in den neuen Ländern. 134 500 sozialversicherungspflichtig Beschäftigte pendelten in die entgegengesetzte Richtung. 2015 lag der Pendlersaldo zwischen Ost und West also bei 263 900 sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Diese Pendelnden

²Eine Informationslücke der amtlichen Statistik besteht darin, dass es bisher keine belastbaren, öffentlich zugänglichen Angaben zu den Stundenlöhnen von sozialversicherungspflichtig Teilzeitbeschäftigten gibt. Auch Dütsch et al. (2017) und Fitzenberger (2012) weisen auf die eingeschränkte Verfügbarkeit von Stundenlöhnen hin.

³Die Anzahl der sozialversicherungspflichtigen Berufspendler weist die Bundesagentur für Arbeit seit 1999 aus.

erklären ein gutes Viertel der Differenz aus Erwerbstätigenzahlen nach Arbeits- und Wohnort in den neuen Ländern bzw. ein Zehntel in den alten Ländern.

Abbildung 6.2: Arbeitsmarkt in Ost und West nach Wohn- und Arbeitsort



Anmerkung: Erwerbstätige nach der ILO-Definition. Seit 1991 enthalten die Zahlen für die neuen Bundesländer auch Berlin-West.

Quelle: Mikrozensus 1991–2016, Statistisches Bundesamt (Destatis); Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder (VGRdL) 1991–2016, Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, Stuttgart; Wanderungen zwischen Ost und West 1991–2015, BIB, Abruf auf <https://www.bib.bund.de/DE/Fakten/Fakt/Daten> am 05.05.2018; Pendlerstatistik der Bundesagentur für Arbeit 1999–2016. Eigene Darstellung.

6.4 Umverteilung von Arbeitszeit

Burda und Seele (2017) belegen, dass sich in ganz Deutschland das Arbeitszeitvolumen der Erwerbstätigen von 1993 bis 2016 nur um knapp 2 % erhöhte, während die Zahl der Erwerbstätigen um gut 13 % stieg. Analog dazu kann für eine ähnliche Rechnung für die neuen Länder aus dem Mikrozensus die durchschnittliche Wochenarbeitszeit der Erwerbstätigen am Wohnort genutzt werden. Damit lässt sich auch für die neuen Länder eine Umverteilung von Arbeitsstunden auf mehr Erwerbstätige belegen. Tabelle 6.1 zeigt für die Perioden 1991–2004 und 2005–2016, wie sich die Entwicklung der Gesamtarbeitszeit der Erwerbstätigen mit Wohnort in

den neuen Bundesländern in die Bestandteile Demografie, Erwerbsbeteiligung, Erwerbstätigkeit und Stunden je Erwerbstätigen zerlegt.⁴ Die Zeitreihen aus dem Mikrozensus weisen einen Strukturbruch auf, weil Berlin-West bis 2004 zu den alten Ländern gezählt wurde und seit 2005 zu den neuen Ländern zählt. Aufgrund der mangelnden Vergleichbarkeit der Erwerbsbevölkerung wurde daher für die Tabellen 6.1-2 kein überschneidendes Periodenintervall gewählt.

Tabelle 6.1: Das zerlegte Arbeitsmarktwunder der neuen Länder 1991 bis 2004 und 2005 bis 2016 (in log-Punkten)

Veränderung (Δ)	Zeitintervall	Kumulative Veränderung	
		1991 2004	2005 2016
$\Delta \ln$ (Erwerbsbevölkerung)		-4,5	-12,0
+ $\Delta \ln$ (Erwerbsquote)		-6,2	4,3
+ $\Delta \ln$ (1-Erwerbslosenquote)		-12,4	14,9
+ $\Delta \ln$ (Wochenstunden/Erwerbstätige)		-5,9	-1,9
= $\Delta \ln$ (Wochearbeitszeit, insgesamt)		-28,9	5,3

Anmerkung: Erwerbstätige sind hier nach dem Wohnortprinzip erfasst. Ein Vergleich nach dem Arbeitsortprinzip ist nicht möglich, da Erwerbslose ausschließlich am Wohnort erfasst werden. Ab 2005 zählt Berlin-West zu den neuen Ländern. Kumulative Veränderung in log-Punkten über eine Periode entspricht annähernd der prozentualen Veränderung ($1 \log \text{ Punkt von } x = 100 \cdot \Delta \ln(x) \approx \% \text{ Veränderung}$). Die Gesamtarbeitszeit ist das berechnete Produkt aus normaler, durchschnittlicher Wochenarbeitszeit und Erwerbstätigen.

Quelle: Mikrozensus 1991–2016, Statistisches Bundesamt (Destatis). Eigene Berechnungen.

Tabelle 6.1 zeigt, dass von 1991 bis 2004 die Gesamtarbeitszeit der Erwerbstätigen mit Wohnort in den neuen Ländern um knapp 30 % schrumpfte. Die Zahl der erwerbsfähigen Bevölkerung sank im selben Zeitraum um 4,5 %. Nach 2005 verstärkte sich der Rückgang der Erwerbsbevölkerung sogar mit 12 %. Umso bemerkenswerter ist, dass die Erwerbsbeteiligung nach 2005 um 4,3 % zulegte, weil das dem Faktor Demografie entgegenwirkte. Der Trend zu geringerer Arbeitszeit je Erwerbstätigen setzte sich auch nach 2005 fort. Gleichzeitig legte die geleistete Arbeitszeit in der Summe wieder zu. Tabelle 6.1 zeigt zudem den Trendumbruch der Erwerbslosenquote und bestätigt die zentrale Rolle der Umverteilung von Arbeitszeit in den neuen Ländern.

Um den Rückgang der Erwerbslosenquote in den neuen Ländern besser zu verstehen, kann diese in die Komponenten Erwerbsquote und Erwerbstätigenquote zerlegt werden.⁵ Tabelle 2 zeigt, dass die Entwicklung der Erwerbsquote ab 2004 einer Reduktion der Erwerbslosenquote

⁴Die Gesamtarbeitszeit (in Stunden) ist gleich der erwerbsfähigen Bevölkerung (in Personen) multipliziert mit der Erwerbsquote (als Anteil) multipliziert mit (1-Erwerbslosenquote) (als Anteil) multipliziert mit den Arbeitsstunden je Erwerbstätigen (im Jahr). Die ersten Differenzen (Δ) vom natürlichen Logarithmus (\ln) ergeben die Veränderung der Gesamtarbeitszeit wie in Tabelle 6.1 dargestellt. Für eine ausführliche Herleitung der Zerlegung der Gesamtarbeitszeit in die einzelnen Bestandteile siehe Burda und Seele (2017).

⁵Ebenda für die Herleitung.

leicht entgegenwirkte. Besonders auffällig ist die Veränderung der Erwerbstätigenquote. Entgegen der ersten Periode scheint ab 2005 die steigende Erwerbstätigenquote der Haupttreiber des dauerhaften Rückgangs der Erwerbslosenquote in den neuen Ländern zu sein. Für ganz Deutschland belegen Burda und Seele (2017), dass hierfür eine Umverteilung von Arbeitszeit und die gestiegene Erwerbstätigkeit entscheidend waren.

Tabelle 6.2: Zerlegung der Erwerbslosenquote in den neuen Ländern 1991 bis 2004 und 2005 bis 2016

Zeitintervall	1991–2004	2004–2016
Veränderung (Δ)		
$\Delta \ln$ (Erwerbsquote)	–6,2	4,3
$-\Delta \ln$ (Erwerbstätigenquote)	18,1	–19,2
$= -\Delta \ln (1 - \text{Erwerbslosenquote})$		
$\approx \Delta$ Erwerbslosenquote	10,6	–13,0

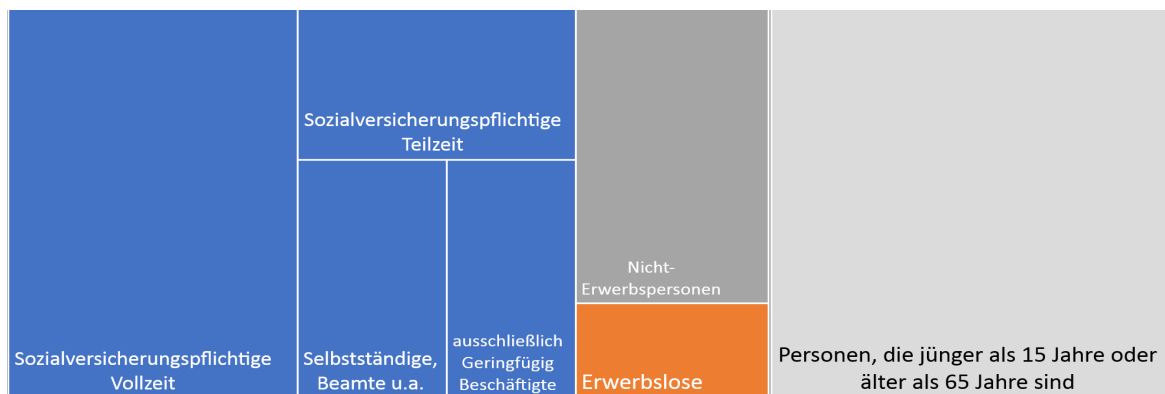
Anmerkung: Die Erwerbslosenquote nach Destatis entspricht der OECD/ILO-Arbeitslosenquote.

Quelle: Mikrozensus 1991–2016, Statistisches Bundesamt (Destatis). Eigene Berechnungen.

6.5 Mögliche Ursachen

Die Zahl der Erwerbstätigen mit Wohnort in den neuen Ländern hat sich seit 2005 kräftig erhöht, trotz relativ bescheidenem Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in beiden Regionen und unterproportionalem Wachstum des Arbeitsvolumens. Die Umverteilung von Arbeitszeit auf mehr Erwerbstätige ist auch in den neuen Ländern ein wichtiger Mechanismus. Insbesondere erwerbslose Personen mit Wohnort in den neuen Ländern haben verstärkt Erwerbstätigkeit erlangt. Auch die Berufspendelnden, die in den neuen Ländern leben und in den alten Ländern arbeiten, tragen einen wichtigen Beitrag zur verbesserten Arbeitsmarktlage in den neuen Ländern bei. Die hier vorgestellten Befunde für den Arbeitsmarkt in den neuen Ländern bestätigen Burda und Seele (2017), die für ganz Deutschland zwischen 2003 und 2011 das Arbeitsangebot als den entscheidenden Treiber für das „deutsche Arbeitsmarktwunder“ identifizieren.

Abbildung 6.3: Schematische Darstellung der deutschen Bevölkerung unterteilt in Erwerbstätige, Erwerbslose, Nicht-Erwerbspersonen sowie Personen außerhalb des Erwerbsalters



Anmerkung: 81 Mio. Personen leben in Deutschland, davon sind 53 Mio. Menschen im erwerbsfähigen Alter (15 bis 65). Die Personen im erwerbsfähigen Alter setzen sich zusammen aus den Erwerbstätigen (in blau), den Erwerbslosen (in orange) und den Nicht-Erwerbspersonen. Die Erwerbstätigen und die Erwerbslosen bilden die Summe der Erwerbspersonen.

Quelle: Eigene Darstellung.

Bibliography

- Anger, Silke (2003), 'Unpaid overtime in Germany: differences between East and West', *Discussion papers of interdisciplinary research project* (373).
- Angrist, Joshua D and Alan B Krueger (1999), Empirical strategies in labor economics, in 'Handbook of labor economics', Vol. 3, Elsevier, pp. 1277–1366.
- Antonczyk, Dirk, Bernd Fitzenberger and Katrin Sommerfeld (2011), 'Anstieg der Lohnungleichheit, Rückgang der Tarifbindung und Polarisierung', *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* **44**(1-2), 15–27.
- Antoni, Manfred, Andreas Ganzer, Philipp vom Berge et al. (2016), 'Sample of integrated labour market biographies (SIAB) 1975-2014', *FDZ-Datenreport* **4**, 16.
- Bachmann, Ronald and Michael C Burda (2008), 'Sectoral transformation, turbulence and labor market dynamics in Germany', *German Economic Review* **11**(1), 37–59.
- Baltagi, Badi (2008), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley & Sons.
- Barro, Robert J (1988), 'The persistence of unemployment', *The American Economic Review* **78**(2), 32–37.
- Bauer, Anja and Ian King (2018), 'The Hartz Reforms, the German Miracle, and Labor Reallocation', *European Economic Review* **103**, 1–17.
- Bayer, Christian and Moritz Kuhn (2018), 'Which Ladder to Climb? Wages of workers by job, plant, and education', (Mimeo).
- Biewen, Martin and Matthias Seckler (2017), 'Changes in the German Wage Structure: Unions, Internationalization, Tasks, Firms, and Worker Characteristics', *IZA Diskussions Papier* (10763), May.
- Blanchard, Olivier J and Lawrence H Summers (1986), 'Hysteresis and the European unemployment problem', *NBER macroeconomics annual* **1**, 15–78.
- Blanchard, Olivier Jean, Peter Diamond, Robert E Hall and Janet Yellen (1989), 'The Beveridge curve', *Brookings papers on economic activity* **1989**(1), 1–76.
- Blanchflower, David G and Andrew J Oswald (1994), *The wage curve*, MIT press.
- Bornhorst, Fabian and Ashoka Mody (2012), 'Tests of German Resilience', *IMF Working Paper* **12**(239).

- Brändle, Tobias, Wolf Dieter Heinbach and Michael F Maier (2011), 'Tarifliche Öffnung in Deutschland: Ausmaß, Determinanten, Auswirkungen', *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung* **44**(1-2), 163–172.
- Brown, Charles and James Medoff (1989), 'The employer size-wage effect', *Journal of political Economy* **97**(5), 1027–1059.
- Browning, Martin, Angus Deaton and Margaret Irish (1985), 'A profitable approach to labor supply and commodity demands over the life-cycle', *Econometrica: journal of the econometric society* **53**(3), 503–543.
- Bruttel, Oliver, Arne Baumann and Matthias Dütsch (2018), 'The new German statutory minimum wage in comparative perspective: Employment effects and other adjustment channels', *European Journal of Industrial Relations* **24**(2), 145–162.
- Burauel, Patrick, Marco Caliendo, Alexandra Fedorets, Markus M Grabka, Carsten Schröder, Jürgen Schupp and Linda Wittbrodt (2017), 'Minimum wage not yet for everyone: on the compensation of eligible workers before and after the minimum wage reform from the perspective of employees', *DIW Economic Bulletin* **7**(49), 509–522.
- Burda, Michael (1988), 'Wait unemployment' in Europe', *Economic Policy* **3**(7), 391–425.
- Burda, Michael C (2016), 'The German labor market miracle, 2003-2015: An assessment', *Arbetsmarknadsekonomska Rådet, Underlagsrapport* **1**(2016).
- Burda, Michael C and Jennifer Hunt (2011), 'What explains the German labor market miracle in the Great Recession?', *Brookings Papers on Economic Activity* **42**(1), 273–335.
- Burda, Michael C and Mark Weder (2016), 'Payroll taxes, social insurance, and business cycles', *Journal of the European Economic Association* **14**(2), 438–467.
- Burda, Michael C and Stefanie Seele (2016), 'No role for the Hartz reforms? Demand and supply factors in the German labor market, 1993-2014', *SFB 649 Discussion Paper* **2016**(010).
- Caliendo, Marco and Jens Hogenacker (2012), 'The German labor market after the Great Recession: successful reforms and future challenges', *IZA Journal of European Labor Studies* **1**(1), 3.
- Calmfors, Lars and John Driffill (1988), 'Bargaining structure, corporatism and macroeconomic performance', *Economic policy* **3**(6), 13–61.
- Card, David, Jörg Heining and Patrick Kline (2013), 'Workplace heterogeneity and the rise of West German wage inequality', *The Quarterly journal of economics* **128**(3), 967–1015.
- Carrillo-Tudela, Carlos, Andrey Launov and Jean-Marc Robin (2018), 'The fall in german unemployment: A flow analysis', (Mimeo).
- Daveri, Francesco and Guido Tabellini (2000), 'Unemployment, growth and taxation in industrial countries', *Economic policy* **15**(30), 48–104.

- Deaton, Angus (1985), 'Panel data from time series of cross-sections', *Journal of econometrics* **30**(1-2), 109–126.
- Diamond, Peter (2011), 'Unemployment, vacancies, wages', *American Economic Review* **101**(4), 1045–72.
- Dustmann, Christian, Bernd Fitzenberger, Uta Schönberg and Alexandra Spitz-Oener (2014), 'From sick man of Europe to economic superstar: Germany's resurgent economy', *Journal of Economic Perspectives* **28**(1), 167–88.
- Dütsch, Matthias, Ralf K Himmelreicher and Clemens Ohlert (2017), 'Zur berechnung von bruttostundenlöhnen-verdienst-(struktur-)erhebung und sozio-oekonomisches panel im vergleich', *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research* (911).
- Economist (Accessed: 2015-08-23.), 'The sick man of the euro', <http://www.economist.com/node/209559>.
- Eichhorst, Werner and Paul Marx (2011), 'Reforming German labour market institutions: A dual path to flexibility', *Journal of European Social Policy* **21**(1), 73–87.
- Elsby, Michael W, Bart Hobijn, Aysegül Sahin and R. G. Valletta (2011), 'The labor market in the Great Recession – An update to September 2011', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 353–84.
- Fahr, René and Uwe Sunde (2005), 'Job and vacancy competition in empirical matching functions', *Labour Economics* **12**(6), 773–780.
- Fahr, René and Uwe Sunde (2009), 'Did the Hartz Reforms Speed-Up the Matching Process? A Macro-Evaluation Using Empirical Matching Functions', *German economic review* **12**, 1–33.
- Feld, Lars P and Christoph M Schmidt (2016), 'Jenseits der schrillen Töne', *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* **17**(2), 188–205.
- Fitzenberger, Bernd (2012), 'Expertise zur Entwicklung der Lohnungleichheit in Deutschland', *Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung* (04/2012).
- Fitzenberger, Bernd, Aderonke Osikominu and Robert Völter (2005), 'Imputation rules to improve the education variable in the IAB employment subsample'.
- Franz, Wolfgang (1990), Hysteresis in economic relationships: an overview, in 'Hysteresis effects in economic models', Heidelberg, Springer, pp. 1–17.
- Franz, Wolfgang and Robert J Gordon (1993), 'German and American wage and price dynamics: differences and common themes', *European Economic Review* **37**(4), 719–754.
- Fuchs-Schündeln, Nicola, Dirk Krueger and Mathias Sommer (2010), 'Inequality trends for Germany in the last two decades: A tale of two countries', *Review of Economic Dynamics* **13**(1), 103–132.
- Gartner, Hermann et al. (2005), 'The imputation of wages above the contribution limit with the German IAB employment sample', *FDZ Methodenreport* **2**(2005).

- Gehrke, Britta, Wolfgang Lechthaler and Christian Merkl (2017), 'The German labor market during the Great Recession: Shocks and institutions', *FAU Discussion Papers in Economics*, Nr. 09/2017.
- Gernandt, Johannes and Friedhelm Pfeiffer (2007), 'Rising wage inequality in Germany', *Journal of Economics and Statistics (Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik)* **227**(4), 358–380.
- Goldin, Claudia Dale and Lawrence F Katz (2009), *The race between education and technology: The evolution of U. S. educational wage differentials, 1890 to 2005*, Harvard University.
- Goos, Maarten, Alan Manning and Anna Salomons (2009), 'Job polarization in Europe', *American economic review* **99**(2), 58–63.
- Hansen, Bent (1970), 'Excess demand, unemployment, vacancies, and wages', *The Quarterly Journal of Economics* **84**(1), 1–23.
- Heckman, James J and Richard Robb Jr (1985), 'Alternative methods for evaluating the impact of interventions: An overview', *Journal of econometrics* **30**(1-2), 239–267.
- Hochmuth, B, B Kohlbrecher, C Merkl and H Gartner (2018), 'Hartz IV and the Decline of German Unemployment: A Macroeconomic Evaluation', (Mimeo).
- Hoffmann, Florian and Thomas Lemieux (2016), 'Unemployment in the Great Recession: a comparison of Germany, Canada, and the United States', *Journal of Labor Economics* **34**(S1), S95–S139.
- Holt, Charles and Martin David (1966), The concept of job vacancies in a dynamic theory of the labor market, in 'The measurement and interpretation of job vacancies', NBER, pp. 73–110.
- IG Metall (2017), 'IG Metall Beschäftigtenbefragung 2017', (2017).
- Institut der deutschen Wirtschaft Köln (2013), 'Teilzeit, Argumente zu Unternehmensfragen', (November).
- Jacobi, Lena, Jochen Kluve et al. (2007), 'Before and after the Hartz reforms: The performance of active labour market policy in Germany', *Zeitschrift für Arbeitsmarkt Forschung – Journal for Labour Market Research* **40**(1), 45–64.
- Jung, Philip and Moritz Kuhn (2014), 'Labour market institutions and worker flows: comparing Germany and the US', *The Economic Journal* **124**(581), 1317–1342.
- Katz, Lawrence F and Kevin M Murphy (1992), 'Changes in relative wages, 1963–1987: supply and demand factors', *The quarterly journal of economics* **107**(1), 35–78.
- Klinger, Sabine and Thomas Rothe (2012), 'The impact of labour market reforms and economic performance on the matching of the short-term and the long-term unemployed', *Scottish Journal of Political Economy* **59**(1), 90–114.
- Krause, Michael U and Harald Uhlig (2012), 'Transitions in the German labor market: Structure and crisis', *Journal of Monetary Economics* **59**(1), 64–79.

- Krebs, Tom and Martin Scheffel (2013), 'Macroeconomic evaluation of labor market reform in Germany', *IMF Economic Review* **61**(4), 664–701.
- Krugman, Paul (1994), 'Past and prospective causes of high unemployment', *Reducing Unemployment: Current Issues and Policy Options, Proceedings of the Jackson Hole Symposium, Federal Reserve Bank of Kansas City* pp. 49–80.
- Kügler, Alice, Uta Schönberg and Ragnhild Schreiner (2018), 'Productivity growth, wage growth, and unions', *ECB Forum Sintra* (20 June 2018).
- Launov, Andrey and Klaus Wälde (2013), 'Estimating incentive and welfare effects of nonstationary unemployment benefits', *International Economic Review* **54**(4), 1159–1198.
- Launov, Andrey and Klaus Wälde (2014), 'Folgen der Hartz-Reformen für die Beschäftigung', *Wirtschaftsdienst* **94**(2), 112–117.
- Launov, Andrey and Klaus Wälde (2016), 'The employment effect of reforming a public employment agency', *European Economic Review* **84**, 140–164.
- Layard, P Richard G, Stephen J Nickell and Richard Jackman (2005), *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press on Demand.
- Lindbeck, Assar and Dennis J Snower (1986), 'Wage setting, unemployment, and insider-outsider relations', *The American Economic Review* **76**(2), 235–239.
- Lindbeck, Assar and Dennis J Snower (1987), 'Efficiency wages versus insiders and outsiders', *European Economic Review* **31**(1-2), 407–416.
- Ljungqvist, Lars and Thomas J Sargent (1998), 'The European unemployment dilemma', *Journal of political Economy* **106**(3), 514–550.
- Lucas Jr, Robert E (1976), Econometric policy evaluation: A critique, in 'Carnegie-Rochester conference series on public policy', Vol. 1, Elsevier, pp. 19–46.
- Lucas, Robert E. (1978), 'Unemployment Policy', *The American Economic Review* **68**(2), 353–357.
- Marshall, Alfred (1920), *Principles of Economics*, Macmillan, London.
- Moffitt, Robert (1993), 'Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections', *Journal of Econometrics* **59**(1-2), 99–123.
- Möller, Joachim (2010), 'The German labor market response in the world recession – demystifying a miracle', *Journal of Labour Market Research* **42**(4), 325–336.
- Möller, Joachim (2015), 'Did the German Model Survive the Labor Market Reforms? Hat das Modell Deutschland die Arbeitsmarktreformen überlebt?', *Journal for Labour Market Research* **48**(2), 151–168.
- Möller, Joachim et al. (2016), 'Lohnungleichheit: Gibt es eine Trendwende?', *Institut für Arbeitsmarkt-und Berufsforschung (IAB), Nürnberg* (9/2016).

- Murphy, Kevin M and Finis Welch (1992), 'The structure of wages', *The Quarterly Journal of Economics* **107**(1), 285–326.
- Nickell, Stephen and Richard Layard (1999), 'Labor market institutions and economic performance', *Handbook of labor economics* **3**, 3029–3084.
- Nierhaus, Wolfgang (2016), 'Realwert des Bruttoinlandsprodukts und Terms of Trade: Ergebnisse für 2015', *ifo Schnelldienst* **69**(4), 60–64.
- OECD (1994), 'The OECD jobs study, evidence and explanations', *OECD, Paris* (I and II).
- Oi, Walter Y and Todd L Idson (1999), 'Firm size and wages', *Handbook of labor economics* **3**, 2165–2214.
- Okun, Arthur M (1962), *Potential GNP: its measurement and significance*, Yale University, Cowles Foundation Discussion Paper 190.
- Otterbach, Steffen and Alfonso Sousa-Poza (2010), 'How accurate are German work-time data? A comparison of time-diary reports and stylized estimates', *Social indicators research* **97**(3), 325–339.
- Pigou, Arthur C (1933), *The Theory of Unemployment* (1933), Macmillan, London.
- Pissarides, Christopher A (1985), 'Short-run equilibrium dynamics of unemployment, vacancies, and real wages', *The American Economic Review* **75**(4), 676–690.
- Pissarides, Christopher A (2000), *Equilibrium unemployment theory*, MIT press.
- Price, Brendan (2016), 'The Duration and Wage Effects of Long-Term Unemployment Benefits: Evidence from Germany's Hartz IV Reform', *MIT Discussion Paper* (10/2016).
- Rhein, Thomas (2013), 'Erwerbseinkommen: Deutsche Geringverdiener im europäischen Vergleich', *IAB-Kurzbericht* (15/2013).
- Rinne, Ulf and Klaus F Zimmermann (2012), 'Another economic miracle? the german labor market and the great recession', *IZA Journal of Labor Policy* **1**(1), 1–21.
- Rinne, Ulf and Klaus F Zimmermann (2013), 'Is Germany the north star of labor market policy?', *IZA Discussion Paper* (7260).
- Rothe, Thomas and Klaus Wälde (2017), 'Where did all the unemployed go? Non-standard work in Germany after the Hartz reforms', *IAB-Discussion Paper* (1817).
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1999), *Wirtschaftspolitik unter Reformdruck. Jahresgutachten 1999/2000*, Wiesbaden.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der Gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2014), *Mehr Vertrauen in Marktprozesse. Jahresgutachten 2014/15*, Wiesbaden.
- Schmid, Günther (1997), 'Beschäftigungswunder Niederlande? Ein Vergleich der Beschäftigungssysteme in den Niederlanden und in Deutschland', *Leviathan* **25**(3), 302–337.

- Schneider, Hilmar (2008), 'Die Veränderung der Lohnersatzleistungen und die Reform der Vermittlungsprozesse im SGB III', *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* **77**(1), 20–37.
- Schupp, Jürgen (2009), '25 Jahre Sozio-oekonomisches Panel–Ein Infrastrukturprojekt der empirischen Sozial- und Wirtschaftsforschung in Deutschland/Twenty-Five Years of the German Socio-Economic Panel–An Infrastructure Project for Empirical Social and Economic Research in Germany', *Zeitschrift für Soziologie* **38**(5), 350–357.
- Senft, Johanna (2008), 'Die neue Vierteljährliche Verdiensterhebung: Ergebnisse für das Jahr 2007', *Bayern in Zahlen* **2008,7**, 331–338.
- Siebert, Horst (1997), 'Labor market rigidities: at the root of unemployment in Europe', *Journal of Economic perspectives* **11**(3), 37–54.
- Sinn, Hans-Werner et al. (2003), *Ist Deutschland noch zu retten?*, Econ München.
- Statistisches Bundesamt (destatis) (2017), 'Die Vierteljährliche Verdiensterhebung', *Qualitätsbericht, destatis, Wiesbaden* (2017).
- Stops, Michael (2016), 'Revisiting German labour market reform effects – A panel data analysis for occupational labour markets', *IZA Journal of European Labor Studies* **5**(1), 1–42.
- Thimann, Christian (2015), 'The microeconomic dimensions of the Eurozone crisis and why European politics cannot solve them', *Journal of Economic Perspectives* **29**(3), 141–164.
- Verbeek, Marno and Theo Nijman (1992), 'Can cohort data be treated as genuine panel data?', in 'Panel data analysis', Springer, pp. 9–23.
- Wagner, Gert G, Jan Göbel, Peter Krause, Rainer Pischner and Ingo Sieber (2008), 'Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP): Multidisziplinäres Haushaltspanel und Kohortenstudie für Deutschland–Eine Einführung (für neue Datennutzer) mit einem Ausblick (für erfahrene Anwender)', *AStA Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* **2**(4), 301–328.
- Wagner, Gert, Joachim Frick and Jürgen Schupp (2007), 'The German Socio-Economic Panel study (SOEP)-evolution, scope and enhancements', *Schmollers Jahrbuch (Journal of Applied Social Science Studies)* **127**(1), 139–169.
- Weber, Enzo (2015), 'The labour market in Germany: reforms, recession and robustness', *De Economist* **163**(4), 461–472.
- Weinkopf, Claudia (2014), 'Women's employment in Germany', *Revue de l'OFCE* (2), 189–214.

Selbstständigkeitserklärung

Ich bezeuge durch meine Unterschrift, dass meine Angaben über die bei der Abfassung meiner Dissertation benutzten Hilfsmittel, über die mir zuteil gewordene Hilfe sowie über frühere Begutachtungen meiner Dissertation in jeder Hinsicht der Wahrheit entsprechen.

Stefanie Seele, Berlin, 24. August 2018